METRON

RIVISTA INTERNAZIONALE DI STATISTICA — REVUE INTERNATIONALE DE STATISTIQUE
INTERNATIONAL REVIEW OF STATISTICS — INTERNATIONALE STATISTISCHE RUNDSCHAU

DIRETTORE PROPRIETARIO — DIRECTEUR ET PROPRIÉTAIRE
EDITOR AND PROPRIETOR — HERAUSGEBER UND EIGENTHÜMER

Dott. Corrado Gini, *prof. ord. di Statistica nella R. Università di Padova* (Italia).

COMITATO DIRETTIVO - COMITÉ DE DIRECTION - EDITORIAL COMMITTEE - DIREKTIONS-KOMITEE

Prof. A. Andréadès, *de Science des finances à l'Université d'Athènes* (Grèce).
Prof. A. E. Bunge, *Director general de Estadistica de la Nacion. Buenos Ayres* (Argentina).
Prof. F. P. Cantelli, *incaricato di Statistica matematica e di Matematica attuariale nella R. Università di Roma* (Italia).
Dr. C. V. L. Charlier, *Professor der Astronomie an der Universität Lund* (Schweden).
Dr. E. Czuber, *Professor an der Technischen Hochschule in Wien* (Deutsch Oesterreich).
Dr. F. von Fellner, *o. öff. Universitäts-Professor in Budapest* (Ungarn).
Prof. A. Flores de Lemus, *Jefe de Estadistica del Ministero de Hacienda. Madrid* (España).
Dr. M. Greenwood, *reader in medical Statistics in the University of London* (England).
Sir G. H. Knibbs, *director of the Commonwealth Institute of Science and Industry. Melbourne* (Australia).
Ing. L. March, *directeur honoraire de la Statistique générale de la France. Paris* (France).
Dr. H. W. Methorst, *directeur de l'Office permanent de l'Institut International de Statistique et du Bureau central de Statistique. La Haye* (Hollande).
Prof. A. Julin, *secrétaire général du Ministère de l'Industrie et du Travail. Bruxelles* (Belgique).
Dr. R. Pearl, *prof. of Biometry and Vital Statistics in the J. Hopkins University. Baltimore* (U.S.A.).
Dr. H. Westergaard, *professor in the University of Copenhagen* (Denmark).

SEGRETARIO DI REDAZIONE — SECRÉTAIRE DE RÉDACTION
EDITORIAL SECRETARY — REDACTIONSSECRETAER

Prof. Gaetano Pietra, *Istituto di Statistica della R. Università di Padova* (Italia)
Prof. Jacopo Tivaroni, *Istituto Tecnico di Udine* (Italia)

Vol. IV. N. 3-4. **1 - VI - 1925**

SOMMARIO — SOMMAIRE — CONTENTS — INHALT

G. Pietra, *The theory of statistical relations with special reference to cyclical series* . . . . . pag. 383

F. Savorgnan, *La Fecondità delle Aristocrazie* . . . . . » 558

E. Lindelöf, *Les communes suédoises rurales de la Finlande* . » 576

G. Findlay Shirras, *A Statistical Study of India's Population* » 590

H. Bunle, *Notes Statistiques sur la Démographie des Colonies Francaises* . . . . . » 605

Pubblicazioni ricevute - Publications reçues - Publications received Erhaltene Veröffentlichungen . . . . . » 706

FERRARA (ITALIA)
CASA EDITRICE TADDEI
45 Via de' Romei

ARTICOLI GIUNTI ALLA RIVISTA CHE VERRANNO PUBBLICATI NEI PROSSIMI NUMERI.
(Secondo l'ordine d'arrivo)

ARTIKEL DIE AN DIE RUNDSCHAU ANGELANGT SIND UND WELCHE IN DEN NACHFOLGENDEN NUMMERN ERSCHEINEN WERDEN.
(Nach der Reihenfolge des Eingangs)

ARTICLES REÇUS PAR LA REVUE ET À PARAÎTRE PROCHAINEMENT.
(D'après la date de réception)

ARTICLES RECEIVED BY THE REVIEW WHICH WILL BE PUBLISHED IN FUTURE ISSUES.
(According to date of receipt)

C. Gini, *Sulle leggi della frequenza e delle combinazioni sessuali dei parti plurimi.*

C. Gini e M. Boldrini, *Il centro della popolazione italiana.*

W. F. Willcox, *Methods of estimating the population of the United States.*

A. Henry, *La consommation des produits alimentaires en Belgique avant et après la guerre.*

C. Gini, *La richesse et les revenus nationaux des Indes Britanniques.*

K. Popoff, *La prédominance des naissances masculines (D'après les données de la Statistique du Royaume de Bulgarie).*

G. Findlay Shirras, *Production in India before and after the War.*

J. H. van Zanten, *Quelques données démographiques sur les Israélites à Amsterdam.*

H. Westergaard, *On Periods in Economic Life.*

L. Hersch, *La mortalité causée par la guerre mondiale.*

E. C. Rhodes, *On Sampling.*

W. R. Dunstan, *Height and Weight of School Children in an English Rural Area.*

S. Novosselski and **V. Paevski,** *Life Tables of the City of Leningrad (form. Petrograd) for the years 1910-11, 1918, 1920 and 1923.*

G. PIETRA

The theory of statistical relations with special reference to cyclical series.

The theory of the measure of the statistical relations between quantitative or qualitative modalities of two characters may be considered as one of the most extensive branches of modern methodology; however, far from attaining its fulfilment, it is still susceptible of further advancement.

For the quantitative characters we may particularly refer to the well known works of BRAVAIS, GALTON, PEARSON, and LIPPS; for the qualitative ones to those of PEARSON, BENINI, and YULE, but it is to be remarked that a systematical settlement of the theory has been given only recently by GINI's works published during the period 1914-1918. Firstly, this author established a clear distinction between the different meanings of *connection* and *concordance* which by the preceding authors were frequently considered under the same expression of *correlation;* he also introduced a new principle of *dissimilarity* between two statistical distributions, and put it as the basis of the theory of statistical relations. Then, considering the different aspects according to which the quantitative, or qualitative modalities of two characters may be presented, he suggests for each of them a suitable measure. Thus, we obtain a complete system of *indices* in which a proper place is given to BRAVAIS' *s correlation coefficient*, *to* PEARSON' *s correlation ratio*, *and* to BENINI' *s attraction index.*

However, the researches of GINI refer to the quantitative or qualitative modalities of two characters, which may be distributed according to *rectilinear* or *disconnected* series; those for *cyclical series* have not been — as far as I know — begun; hence the theory of statistical relations still remains to be attempted.

It is here my intention to complete the subject; for a better understanding of this work, I give in my *Introduction* a summary of the actual situation of the theory, according to GINI's publications (1) together with applications and examples; in the *first Part* I shall deal with the *dissimilarity between cyclical series* and in the *second* with the *connection* and *concordance;* I shall submit for each of these relations, applications and examples.

Introduction

§ I

1. — *Series and seriations* - Before illustrating the relations between qualitative and quantitative modalities of two characters, let us briefly summarize the most important definitions and meanings of the theory of statistical series.

First of all, we call *seriation* a succession of quantities which measure the *intensity* of a character classified according to the intensities of another character. E. g. the number of recruits according to their size; the amount of assets according to classes of incomes, and so on.

On the contrary, we call *series* a succession of quantities, which measure the intensity of a character, classified according to *qualities* of another character. E. g. the number of recruits according to the colour of hair, the amount of assets according to the employment, and so on.

In the particular case that the first character indicates how many times the corresponding modality is verified, we have to refer to the *frequency seriation* or *frequency series.* Thus, in the pre-

---

(1) Cfr. C. GINI: *Variabilità e Mutabilità* - Bologna Cuppini 1912 — *Sulla misura della concentrazione e della variabilità dei caratteri,* Atti del R. Istituto Veneto di S. L. A. 1913-14. T. LXXIII P. II — *Di una misura della dissomiglianza tra due gruppi di quantità e della sua applicazione allo studio delle relazioni statistiche,* id. 1914-15 T. LXXIV P. II — *Indici di omofilia e di rassomiglianza e loro relazioni col coefficiente di correlazione e con gli indici di attrazione,* id, id. 1914-15 T. LXXIV P. II — *Nuovi contributi alla teoria delle relazioni statistiche* id. id. 1914-15 T. LXXIV P. II — *Sul criterio di concordanza tra due caratteri,* id. id. 1915-16 T. LXXV P. II. — *Indici di concordanza* id. id. 1915-1916 T. LXXV P. II — *Delle relazioni tra le intensità congraduate di due caratteri,* id. id. 1916-17, T. LXXVI P. II — *Di una estensione del concetto di scostamento medio etc.* id. id. 1917-18 T. LXXVII, P. II.

ceding examples, the numbers of recruits according to the size, or according to the colour of hair constitute, respectively, a frequency seriation and a frequency series.

Series of *qualitative* characters may be distinguished according to the following definitions:

a) *rectilinear series*, presenting modalities according to a natural order of succession, in which two are to be considered the first and the last ones, the remaining the intermediate ones. E. g. the number ot the officers according to the ranks of a Hierarchy;

b) *cyclical series*, presenting modalities according to a natural order of succession in which, however, we cannot find two modalities that may be considered — except in the case of a particular agreement — respectively, as the first and the last one of the succession. E. g. the series of weddings according to the days of the week. In this regard the day on which the week commences is immaterial;

c) *disconnected series*, which do not present any order of succession. E. g. the series of numbers of inhabitants according to religious confession.

2. — *Cograduation and contragraduation - Correspondent intensities* in statistical nomenclature are those presented by two different characters under the same unit, or those that a character present under different units which are to each one confronted. E. g. The assets and the income of a specified family are called *correspondent intensities* when assets and incomes of families are considered. Yet *correspondent intensities* are the size of a husband and that of his wife, when the sizes of a certain number of husbands and wives are compared.

Considering the intensities of a character according to an *increasing* or *decreasing order* of graduation the *degree* of an *intensity* is given by the ordinal number which the said intensity has in the graduation.

Two intensities will be termed *cograduate* when they present the same degree in two graduations in which both are increasing or decreasing.

Contragraduate will be those that present the same degree in two graduations, one of which is increasing the other decreasing.

Thus, if e. g.

$$a_1 \geq a_2 \geq \ldots\ldots \geq a_r \geq \ldots\ldots \geq a_{n-r+1} \geq \ldots\ldots \geq a_n \qquad (1)$$

$$b_1 \geq b_2 \geq \ldots\ldots \geq b_r \geq \ldots\ldots \geq b_{n-r+1} \geq \ldots\ldots \geq b_n \qquad (2)$$

the quantities a_r and b_r may be considered as *cograduate*: the quantities a_r and b_{n-r+1} or a_{n-r+1} and b_r will be called, on the contrary, *contragraduate*.

In this regard the following theorems are to be considered: «Two groups of ordered quantities (1) and (2) being given, let a_r be paired to the *cograduate* b_r, then the sum:

$$\sum_1^n{}_r \left| a_r - b_r \right| \tag{3}$$

will be a *minimum*;
let, a_r be paired to the contragraduate b_{n-r+1}, then the sum:

$$\sum_1^n{}_r \left| a_r - b_{n-r+1} \right| \tag{4}$$

will be a *maximum*;
we shall have also:

$$\sum_1^n{}_r \left(a_r - b_r \right)^2 = minimum \tag{5}$$

$$\sum_1^n{}_r \left(a_r - b_{n-r+1} \right)^2 = maximum» \tag{6}$$

Of course, both the principles of cograduation and contragraduation, and, consequently, the preceding theorems may be applied only to seriations and to those series of qualitative characters to the successive modalities of which a succession of number may correspond.

Then, under this aspect, we cannot consider *cyclical series*.

While in the following paragraphs of this introduction we wish to show the principal results of the application of the above mentioned principles and theorems to the theory of the statistical relations, we will give, in the first part of this work, the analogous principles and theorems, which will fit the cyclical series.

§ II

3. — *The dissimilarity* - A set of values

$$x_1, x_2 \ldots\ldots x_n$$

being given, indicate by F_{xi} the frequency of x_i in a group (α) of K_1 quantities and by Φ_{xi} the frequency of x_i in a group (β) of K_2 quantities.

If,

$$\frac{F_{xi}}{\Phi_{xi}} = \frac{K_1}{K_2}$$

$$(i = 1, 2 \ldots\ldots n)$$

then (α) and (β) will be called *two similar groups.*

Again, where

$$\frac{K_1}{K_2} = 1$$

that is, let (α) and (β) be composed by the same number of quantities, then, in this case,

$$\frac{F_{xi}}{\Phi_{xi}} = 1$$

all the quantities of (α) may be paired, each other, to the quantities of (β) so that the difference between paired quantities will disappear.

We have the following theorem:

« Two similar groups (α) and (β) being given composed of a different number of quantities we may form two similar groups composed of an equal number of quantities ».

In fact (α) being composed of K_1 quantities and (β) of K_2 quantities it is always possible to form a group (γ) similar to (α) and a group (δ) similar to (β), both of K quantities, K being a multiple both of K_1 and K_2, or of $K_1 \,.\, K_2$ quantities if K_1 and K_2 do not have a lower multiple. Then, speaking of similarity we may only consider groups composed of the same number of quantities. Two groups which are not similar will be termed *dissimilar.*

When comparing the quantities of two groups, we shall find that the greater the dissimilarity the greater will be the differences between the paired quantities. (1)

4. — *Index of dissimilarity* - To get a measure of the dissimilarity of two groups it seems natural to confront the quantities according to a correspondence which makes a *minimum* the absolute value of the sum of differences between confronted quantities.

Thus, the *arithmetical mean* of these differences may be taken as the *simple index of dissimilarity;* the *quadratic mean* will be the *quadratic index of dissimilarity.*

According to the theorems of n° 2 we immediately see that, considering the ordered groups (1) and (2), the *simple index of dissimilarity* is:

$$D = \frac{1}{n} \sum_{1}^{n} \left| a_i - b_i \right| \tag{7}$$

and the *quadratic index of dissimilarity* is:

$$^2D = \sqrt{\frac{1}{n} \cdot \sum_{1}^{n} (a_i - b_i)^2} \tag{8}$$

It is easy to see that both the indices are nil if the differences between *cograduate* quantities vanish, that is, when the two distributions are similar; with the increase of indices will follow a corresponding increase in the differences between cograduate quantities.

---

(1) The principle of dissimilarity has been recently reconsidered by prof. F. Boas, in Journal of the « American Statistical Association » (December 1922) « *The measurement of differences between variable quantities* ».

According to this author, if two series are so far apart that notwithstanding their variability they do not overlap, they are entirely dissimilar; if they do overlap they will be the more dissimilar, the less the amount of overlapping. The minimum amount of dissimilarity is found when the series are identical.

This manner of conceiving dissimilarity appears to us incomplete and presents some incongruity: Let us e. g. consider two different groups of quantities which with a third group constitute two pairs of series the variabilities of each one of which do not overlap; then, according to Boas' s meaning these pairs of series are to be considered equally dissimilar.

It seems to us, on the contrary more resonable to consider these pairs as presenting different dissimilarity according to differences between the corresponding quantities of each pair, that is, according to Gini' s meaning of dissimilarity.

Moreover I have to notice, here, that the method used by Boas did not clearly show to me the logical way by which he has reached the formula of his measure of dissimilarity.

Two groups being composed of a different number of quantities, according to the theorem of n^r 3, we may calculate the indices of dissimilarity by reducing both the given groups to others which must be composed of the same number of quantities.

To simplify the calculation of the simple index of dissimilarity it may be suggested, first, to eliminate the quantities which belong to both the groups, then to apply (7) to the reduced groups.

This method of simplification is not suitable for the calculation of the quadratic index of dissimilarity.

It is interesting to notice also that presenting in a system of orthogonal coordinates the quantities of the two groups, if the curves of frequency meet in no more than one point, the simple index of dissimilarity corresponds to the difference between the arithmetical means of the groups; in any other cases the index will be higher than the said difference.

5. — *Dissimilarity between the distribution of sizes of recruits according to the territorial divisions of the Kingdom of Italy and the whole Kingdom.*

As an application of the indices of dissimilarity let us confront the distribution of sizes of recruits according to the territorial divisions of the Kingdom of Italy to that of the whole Kingdom.

Then, it will be shown how actually the calculation of the above indices may be effected. First of all we have to notice that the original seriations, given by the Anthropometry of Livi(1), present different totals for each territorial division and for the whole Kingdom. Therefore it will be necessary to substitute, first of all, to the original seriations similar ones having the same total. For this purpose we may substitute to Livi's table another one in which the figures of each territorial division given by Livi, are multiplied by the total of the Kingdom and divided by the total of the territorial division which has been considered.

Here we reproduce the complete method for the calculation of the simple index of dissimilarity between the distribution of the territorial division of Piedmont and that of the Kingdom.

In the table which follows the 2^a and 3^a columns contain the original seriations, the 4th one the seriation similar to that one of the 3^a column, obtained multiplying this last one by $\frac{299.355}{33.541}$.

(1) cfr. Dr. Rodolfo Livi *Antropometria Militare* - Roma, presso il Giornale Medico del R. Esercito - 1896.

TABLE I

Sizes	original seriations		Similar seriation to that one of the 3^{d} column	positive differences between	
	Kingdom	Piedmont		the 2^{d} and the 4th columns	the 4th and the 2^{d} columns
1st	2^{d}	3^{d}	4th	5th	6th
154	202	24	214	—	12
155	2658	200	1785	873	—
156	10219	833	7434	2785	—
157	11907	1155	10308	1599	—
158	14085	1384	12352	1733	—
159	15473	1555	13878	1595	—
160	19748	2097	18716	1032	—
161	19484	2045	18252	1232	—
162	22268	2408	21491	777	—
163	21700	2411	21518	182	—
164	21436	2483	22161	—	725
165	21917	2524	22527	—	610
166	19472	2271	20269	—	797
167	17798	2182	19474	—	1676
168	15649	1913	17074	—	1425
169	12558	1591	14200	—	1642
170	12428	1492	13316	—	888
171	9276	1213	10826	—	1550
172	7672	952	8497	—	825
173	5650	708	6319	—	669
174	4488	565	5043	—	555
175	3818	468	4177	—	359
176	2898	294	2624	274	—
177	2066	254	2267	—	201
178	1522	198	1767	—	245
179	1005	127	1133	—	128
180	714	67	598	116	—
181	414	46	411	3	—
182	298	28	250	48	—
183	184	24	214	—	30
184	130	14	125	5	—
185	64	2	18	46	—
186	48	5	45	3	—
187	42	3	27	15	—
188	29	2	18	11	—
189	13	2	18	—	5
190	8	1	9	—	1
191	5	—	—	5	—
192	5	—	—	5	—
193	2	—	—	2	—
194	1	—	—	1	—
195	1	—	—	1	—
Totals	299355	33541	299355	12343	12343

Calculating the differences between cograduated sizes of 5th and 6th columns we shall obtain the following results:

12	×	154 − 155	=	12	126	×	177 − 176	=	126
725	×	164 − 155	=	6525	148	×	178 − 176	=	296
136	×	165 − 155	=	1360	97	×	178 − 180	=	194
474	×	165 − 156	=	4266	19	×	180 − 179	=	19
797	×	166 − 156	=	7970	3	×	181 − 179	=	6
1514	×	167 − 156	=	16654	48	×	182 − 179	=	144
162	×	167 − 157	=	1620	5	×	184 − 179	=	25
1425	×	168 − 157	=	15675	46	×	179 − 185	=	276
12	×	169 − 157	=	144	3	×	186 − 179	=	21
1630	×	169 − 158	=	17930	4	×	187 − 179	=	32
103	×	170 − 158	=	1236	11	×	187 − 183	=	44
785	×	170 − 159	=	8635	11	×	188 − 183	=	55
810	×	159 − 171	=	9720	5	×	191 − 183	=	40
740	×	171 − 160	=	8140	3	×	192 − 183	=	27
292	×	172 − 160	=	3504	2	×	192 − 189	=	6
533	×	172 − 161	=	5863	2	×	193 − 189	=	8
669	×	173 − 161	=	8028	1	×	194 − 189	=	5
30	×	174 − 161	=	390	1	×	195 − 190	=	5
525	×	174 − 162	=	6300					
252	×	175 − 162	=	3276					
107	×	163 − 175	=	1284					
75	×	163 − 177	=	1050			Total		130911

Then, the simple index of dissimilarity will be according to (7)

$$D = \frac{130.911}{299.355} = 0{,}437.$$

In Table II we give the indices of dissimilarity for all territorial divisions of the Kingdom of Italy and also we compare them with the deviation of the arithmetical means of each territorial division from that of the Kingdom.

The differences between these deviations and the indices of dissimilarity are very small or nil; we will see a little further that the above results are in relation also with a graphic presentation of the dissimilarity.

As we have already noticed, for the calculation of the quadratic index of dissimilarity, the elimination of the quantities which belong to both the groups cannot be effected, then to establish, e. g. the average difference between the cograduate sizes of Piedmont and Kingdom, we have to consider in Table I columns 4th and 2^{d}.

Thus, we shall obtain the results of Table II^{bis}.

TABLE II

Territorial division	Average size	Deviation from the mean of the Kingdom	Simple index of Dissimilarity
Piedmont	164.947	0.431	0.437
Liguria	165.521	1.005	1.009
Lombardy	165.347	0.831	0.831
Venetia	166.553	2.037	2.037
Emilia	165.294	0.778	0.778
Tuscany	165.647	1.131	1.132
The Marches	163.819	0.697	0.697
Umbria	164.226	0.290	0.318
Lazio	164.254	0.262	0.280
Abruzzi and M. . . .	163.167	1.349	1.349
Campania	163.505	1.011	1.011
Apulia	163.500	1.016	1.017
Basilicata	162.581	1.935	1.937
Calabria	163.121	1.395	1.395
Sicily	163.524	0.992	0.992
Sardinia	161.893	2.623	2.625
Mean of the Kingdom	164.516	. .	. .

TABLE II^{bis}

Frequencies	Absolute values of differences between cograduate sizes	Squares of differences between cograduate sizes	Frequencies	Absolute values of differences between cograduate sizes	Squares of differences between cograduate sizes
12	1	1	75	1	1
861	1	1	349	1	1
3646	1	1	148	1	1
5245	1	1	97	1	1
6978	1	1	225	1	1
8573	1	1	109	1	1
9605	1	1	106	1	1
10837	1	1	58	1	1
11614	1	1	88	1	1
11796	1	1	64	1	1
11071	1	1	19	2	4
10461	1	1	18	1	1
9664	1	1	34	1	1
7988	1	1	19	1	1
6563	1	1	8	1	1
4921	1	1	8	1	1
4033	1	1	5	2	4
2483	1	1	5	2	4
1658	1	1	2	3	9
989	1	1	1	4	16
434	1	1	1	5	25

In Table III we present the simple and quadratic indices of dissimilarity between sizes of recruits of each territorial division and the whole Kingdom :

TABLE III.

Territorial division	Indices of dissimilarity	
	Simple	Quadratic
Piedmont	0.437	0.662
Liguria	1.009	1.073
Lombardy	0.831	0.912
Venetia	2.037	2.053
Emilia	0.778	0.884
Tuscany	1.132	1.418
The Marches	0.697	0.884
Umbria	0.318	0.568
Lazio	0.280	0.530
Abruzzi and M.	1.349	1.484
Campania	1.011	1.140
Apulia	1.017	1.152
Basilicata	1.937	2.084
Calabria	1.395	1.540
Sicily	0.992	1.081
Sardinia	2.625	2.797

6. — *Simple and quadratic indices of dissimilarity between the total distribution of the incomes of the Australia in 1915 and those of the incomes classified according to classes of assets.* (1)

The following tables give an example of the method that we have followed in calculating simple and quadratic indices of dissimilarity between the total distribution of the incomes of Australia in 1915 and those of the incomes classified according to classes of assets.

The example refers, particularly, to the 5th class of assets, corresponding to an asset from L. 500 to L. 750.

(1) cfr. *The Private Wealth of Australia and Its Growth.* Commonwealth Bureau of Census and Statistics - Melbourne 1917.

TABLE IV.

1 INCOME Groups	2 Average income	3 Number of persons for all values of assets	4 Number of person in the asset group L. 500 and under L. 750	5 Similar seriation to that one of column 4
Deficit and nil . . .	. .	315.936	7.356	158.084
under L. 50	24.33	447.105	27.980	601.305
L. 50 and under L. 100	72.03	495.941	16.857	362.266
» 100 » » 150	122.40	501.124	17.633	378.943
» 150 » » 200	168.30	220.328	14.061	302.180
» 200 » » 300	237.21	117.325	11.597	249.224
» 300 » » 500	374.81	55.725	4 906	105.431
» 500 » » 750	603.48	18.619	1.072	23.037
» 750 » » 1000	853.15	7.458	297	6.382
» 1000 » » 1500	1.213.20	5.838	153	3.288
» 1500 » » 2000	1.725.10	2.496	39	838
» 2000 » » 3000	2.431.27	2.024	25	537
» 3000 » » 4000	3.429.05	761	14	301
» 4000 » » 5000	4.488.83	433	2	43
» 5000 and upwards .	9.562.79	832	4	86
Mean and Total	109.60	2.191.945	101.996	2.191.945

Absolute and square values of the differences between cograduate terms of the seriations contained in columns 4th and 5th of TABLE IV.

Frequencies	Values	Square values
157.852	24.33	591.95
3.652	47.70	2.275.29
137.327	50.37	2.537.14
259.508	45.90	2.106.81
177.656	68.91	4.748.59
45.757	137.60	18.933.76
3.949	228.67	52.289.97
7.458	249.67	62.335.11
909	609.72	371.758.48
4.929	360.05	129.636.00
1.453	871.95	760.296.80
1.043	511.90	262.041.61
2.024	1.218.07	1.483.694.52
221	2.215.85	4.909.991.22
540	1.703.95	2.903.445.60
298	2.763.73	7.638.203.35
135	2.057.56	4.223.553.15
402	7.131.52	50.858.577.51
301	6.133.74	37.622.766.39
43	5.073.96	25.745.078.08

The total of absolute value of the above differences, in round numbers, is

$$57.934.000$$

then the simple index of dissimilarity will be:

$$D = \frac{57.934.000}{2.191.945} = 27{,}69$$

The total square value of the same differences is:

$$47.010.175.000$$

Hence, the quadratic index of dissimilarity will be:

$$^2D = \sqrt{\frac{47.010.175.000}{2.191.945}} = 146{,}45$$

In the same manner we have calculated the simple and quadratic indices of dissimilarity between the total distribution of the incomes of Australia during 1915 and those of the incomes classified according to classes of assets.

TABLE V.

Assets		Average incomes corresponding to the assets groups	Deviation of the average incomes from the general mean	Indices of dissimilarity	
Groups	Averages			simple	quadratic
Deficit and nil	0.—	88.90	20.70	34.13	189.51
under 100 L.	30.—	72.60	37.—	37.47	217.55
100 and under 250	160.—	93.70	15.90	21.46	194.04
250 » 500	354.—	106.02	3.58	21.85	174.74
500 » 750	608.—	120.70	11.10	27.69	146.45
750 » 1.000	863.—	135.90	26.30	38.41	128.02
1.000 » 2.500	1.554.—	172.20	62.60	64.18	150.42
2.500 » 5.000	3.460.—	272.80	163.20	164.30	237.93
5.000 » 10.000	6.874.—	461.60	352.—	353.41	501.74
10.000 » 15.000	12.077.—	745.60	636.—	636.23	710.—
15.000 » 20.000	17.246.—	1079.17	969.57	969.79	1.413.20
20.000 » 25.000	22.405.—	1.487.90	1.378.30	1.378.46	2.095.10
25.000 » 50.000	34.098.—	2.111.30	2.001.70	2.001.70	2.863.70
50.000 » 75.000	60.778.—	3.584.30	3.474.70	3.475.20	4.672.50
75.000 » 100.000	85.893.—	4.934.40	4.824.80	4.824.80	6.049.80
100.000 » upwards . .	197.693.—	6.920.70	6.811.10	6.811.94	7.722.20
Means	555.—	109.60			

7. — *Graphic presentation* - In place of the arithmetical method we may apply to the calculation of the indices of dissimilarity the method of graphic presentation according to Prof. GINI's suggestion.

Take e. g. the data contained in the columns 3 and 4 of Table IV; then make, for each one, the following sums, where the r^{th} total is obtained adding to the preceding ones the r^{th} term respectively of columns 3 and 4, so the last total will be equal to the sum of all terms which have been considered:

TABLE V^{bis}

Sums of each term of column 3 (Table IV) with the preceding ones				Sums of each term of column 4 (Table IV) with the preceding ones			
315.936		=	315.936	7.356		=	7.356
315.936	+ 447.105	=	763.041	7.356	+ 27.980	=	35.336
763.041	+ 495.941	=	1.258.982	35.336	+ 16.857	=	52.193
1.258.982	+ 501.124	=	1.760.106	52.193	+ 17.633	=	69.826
1.760.106	+ 220.328	=	1.980.434	69.826	+ 14.061	=	83.887
1.980.434	+ 117.325	=	2.097.759	83.887	+ 11 597	=	95.484
2.097.759	+ 55.725	=	2.153.484	95.484	+ 4.906	=	100.390
2.153.484	+ 18.619	=	2.172.103	100.390	+ 1.072	=	101.462
2.172.103	+ 7.458	=	2.179.561	101.462	+ 297	=	101.759
2.179.561	+ 5 838	=	2.185.399	101.759	+ 153	=	101.912
2.185.399	+ 2.496	=	2.187.895	101.912	+ 39	=	101.951
2.187.895	+ 2.024	=	2.189.919	101.951	+ 25	=	101.976
2.189.919	+ 761	=	2.190.680	101.976	+ 14	=	101.990
2.190.680	+ 433	=	2.191.113	101.990	+ 2	=	101.992
2.191.113	+ 832	=	2.191.945	101.992	+ 4	=	101.996

Let us now divide the totals, which have been obtained from column 3, by 2.191.945 and those obtained from column 4, by 101.996. Both the seriations so obtained will be, therefore, enclosed in an interval (0,1).

Then, in an orthogonal system of coordinates, let us present on the axis of y the average incomes contained in the column 2 of Table IV, and on the axis of x the values just calculated.

Considering e. g. the indicated presentation of the seriation which refers to that of table V^{bis} to the left, let p_{v-1} be the point in which two corresponding coordinates meet and let us extend the ordinate to cut the abscissa of the subsequent point p_v. Then, the rectangle determined by the difference between the abscissae of p_{v-1} and p_v and the ordinata of p_v will represent the portion of incomes, which belongs to the fraction of persons contained in the v_{th} class.

After that, it will be easy to conclude that, by the sum of the area of all analogous rectangles obtained making successively $v = 1, 2, \ldots 15$, we shall obtain the total amount of the inco-

mes divided by the total number of persons to which it belongs, that is, the arithmetical mean of the incomes.

This will be equally true of the data contained in table V^{bis} to the right.

Thus, it will be easy to construct two graphs, each of which determines with the axis of x and the extreme ordinates an area corresponding to the arithmetical mean of the considered seriation.

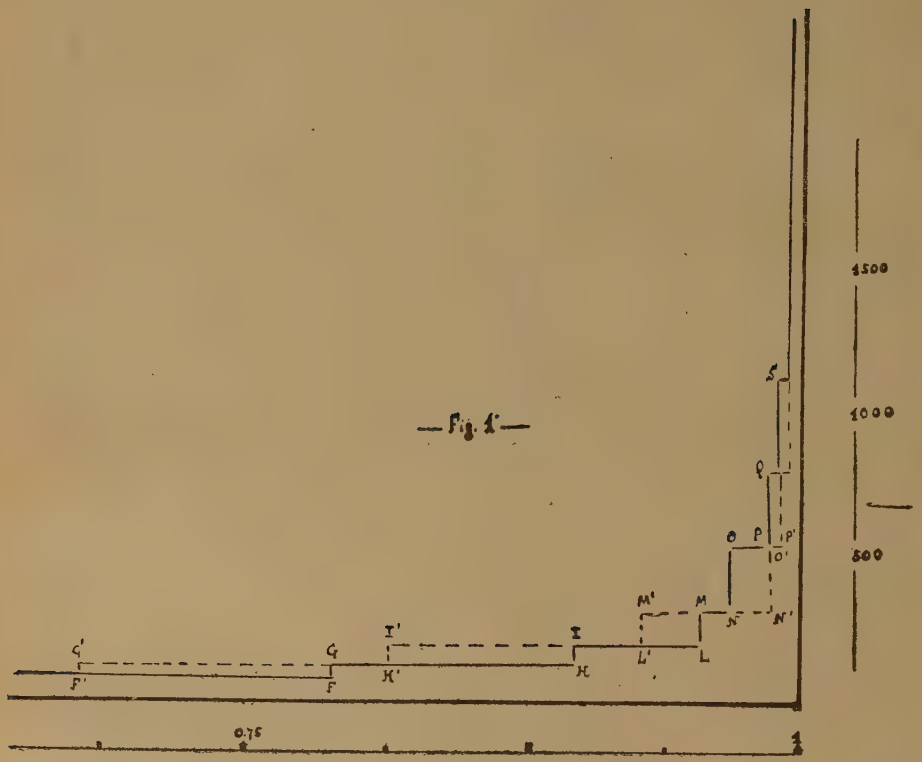
Since, now, the ordinates of both the graphs are ordered according to an increasing order of succession, two ordinates, corresponding to the same abscissa, will be cograduate. Therefore, it will be easy to see that the differences between cograduate ordinates are contained in the area enclosed within the graphs and the extreme ordinates, so it gives the index of dissimilarity between the two considered groups. (See fig. 1st, in which only the central part of the graphs is represented).

Then, we may conclude that, if the above graphs do not meet in any point, the index of dissimilarity will be equal to the difference between the arithmetical means of the original seriations; if, instead, the above graphs meet in one or more points, then the index of dissimilarity will be higher than the difference between the said means.

In Table VI we compare the results obtained by the graphical and arithmetical calculations for the simple indices of dissimilarity of the seriations of Australia.

TABLE VI

Assets groups	Simple index of dissimilarity		Differences between the graphic and the arithmetical methods	
	by arithmetical method	by graphic method	absolute value	%
Deficit and nil	34.13	34.91	+ 0.78	2.3
under L. 100	37.47	37.55	+ 0.08	0.2
100 and under L. 250	21.46	20.90	− 0.56	2.5
250 " " 500	21.85	22.—	+ 0.15	0.7
500 " " 750	27.69	27.55	− 0.14	0.5
750 " " 1.000	38.41	38.90	+ 0.49	1.3
1.000 " " 2.500	64.18	75.—	+ 0.82	1.3
2.500 " " 5.000	164.30	166.—	+ 1.70	1.0
5.000 " " 10.000	353.41	360.—	+ 6.59	1.9
10.000 " " 15.000	636.23	635.—	− 1.23	0.2
15.000 " " 20.000	969.79	972.40	+ 2.61	0.4
20.000 " " 25.000	1378.46	1.366.20	− 12.26	0.9
25.000 " " 50.000	2.001.70	2.006.20	+ 4.50	0.2
50.000 " " 75.000	3.475.20	3.483.80	+ 8.60	0.2
75.000 " " 100.000	4.824.80	4.843.60	+ 18.80	0.3
100.000 and upwards . .	6.811.94	6.855.80	+ 43.86	0.6



— Fig. 1 —

The differences between the graphic and arithmetical methods are very small, so that both the methods may be considered applicable.

We have to notice that both the arithmetical and graphic calculations assume in our particular case that all the quantities contained in a class of assets or incomes are equal to the corresponding mean of the considered class. In Table IV e. g. the numbers of persons contained in cols. 3 and 4 will be considered as frequencies of the corresponding average of incomes (col. 2).

It is evident that different distributions within the classes may occur.

Let us consider, e. g. M_1, M_2 .... and M'_1, M'_2 ... the middle points of AB, CD.... respectively A' B', C' D' ... of Fig. 1 ; Construct, then, the graphs M_1 M_2 ... and. M'_1 M'_2 ... (see Fig. 2 in which only the central part of the graph is represented). In this case, therefore, we assume that the distributions within consecutive average incomes are in arithmetical progression.

The calculation of the index of dissimilarity by the graphic method gives in this case:

$$D = 30{,}00$$

in place of

$$D = 27{,}69$$

obtained according to the preceding hypothesis that each income of a class is equal to its mean.

Analogously, calculating the index of dissimilarity between the total distribution of incomes and that corresponding to the highest group of assets, that is *L. 100.000 and upwards*, we shall find

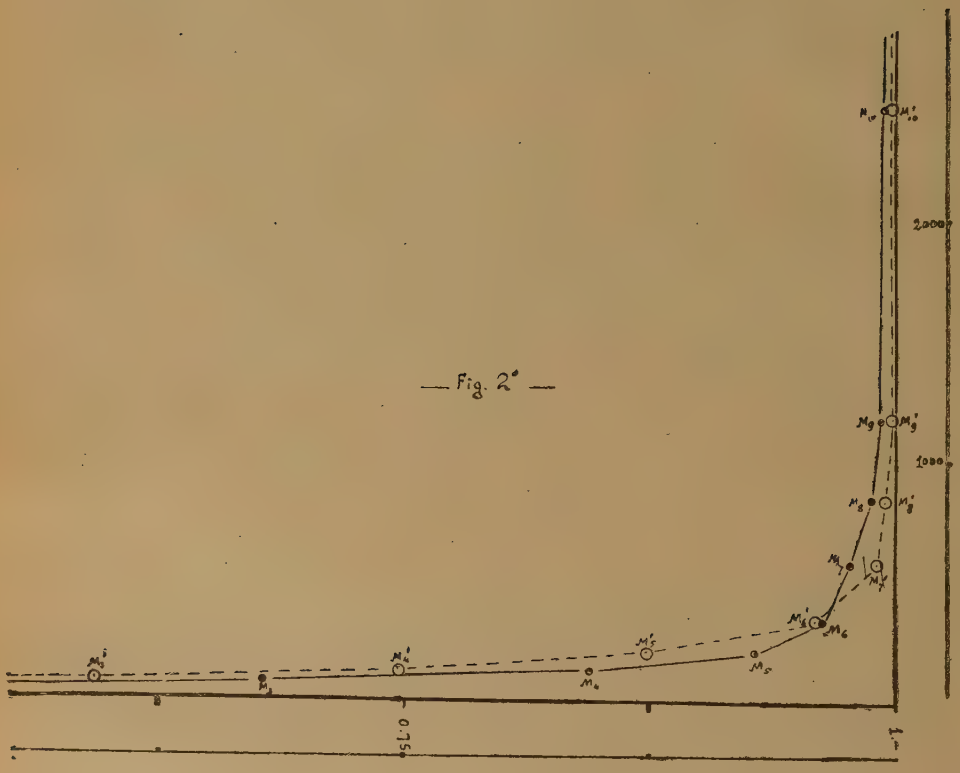
$$D = 6680{,}00$$

in place of

$$D = 6811{,}94$$

obtained by the former hypothesis.

Still speaking of graphic presentation I desire to point out that we may refer to it also for the calculation of the quadratic index of dissimilarity. Keeping for x the same quantities which have been calculated in the case of the simple index of dissimilarity, we shall have only to take for y the squares values of the differen-



— Fig. 2. —

ces between the corresponding ordinates in the graphs of simple index. We may, then, construct a new graph and the area enclosed by it, the axis of x and the extreme ordinate gives the measure of the required quadratic index of dissimilarity.

8. — *Indices of dissimilarity between deviations and variations.*

Let be

$$A_a = \frac{1}{n} \sum_1^n{}_k \, a_k \qquad (9)$$

the arithmetical mean of the n intensities of a character A; then the value

$$l_{ak} = a_k - A_a \qquad (10)$$

will be called the (positive or negative) *deviation* of the intensity a_k from the arithmetical mean.

If

$$\lambda_a = \frac{1}{n} \sum_1^n{}_k \left| a_k - A_a \right| = \frac{1}{n} \sum_1^n{}_k \left| l_{ak} \right| \qquad (11)$$

then, the value

$$v_k = \frac{l_{ak}}{\lambda_a} \qquad (12)$$

will be called *variation* of A in the k^{th} case.

In place of the arithmetical mean we may use the *quadratic mean* or the *median*.

It is easy to see that the simple index of dissimilarity between two groups of deviations will be:

$$\delta = \frac{1}{n} \sum_1^n \left| l_{ak} - l_{bk} \right| \qquad (13)$$

The quadratic index:

$${}^2\delta = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{k=1}^{n} \left(l_{ak} - l_{bk} \right)^2} \qquad (14)$$

Thus, the simple index of dissimilarity between two groups of variations will be:

$$d = \frac{1}{n} \sum \left| v_{ak} - v_{bk} \right| \qquad (15)$$

the quadratic one:

$$^2d = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_1^n {}_k \left(v_{ak} - v_{bk} \right)^2} \qquad (16)$$

We shall have occasion to give further applications of the meaning and formulae of the *deviations* and *variations* when speaking of the *concordance.*

9. — According to the contents of this paragraph and nr 1 and 2 of § I we infer that the indices of dissimilarity should be applied only to the relations between series of quantitative characters or of those to the modalities of which a succession of numbers always corresponds.

Therefore, the same method it is not available for the cyclical series; so that we could not yet establish, e. g., the dissimilarity of the distribution of weddings according to the days of the week for different countries, or periods of time; of births of the mother and sons according to the months, or seasons; of agricultural rotations in different periods of time or different regions, and so on.

As we already have noticed, it is the object of the first part of the present work to state the theory of the dissimilarity between cyclical series. Let us consider in the following paragraphs the meaning of the connection and concordance between rectilinear and disconnected series.

§ III

10. — *Meanings of connection and concordance* - Under the common term *correlation* two very different meanings have frequently been considered, *connection* and *concordance.*

Two characters may be regarded as *connected* each with the other when the distribution of the modalities of the first one depends on the modalities of the other. Thus, there will be *connection* of distribution of incomes of families to their assets, when it will

be possible to find out that the said distribution varies in function of the assets. In the same way, we may say that there is connection between social class and profession, between size and profession etc. Moreover, we may investigate in which *direction* modalities of two connected characters are associated, that is, if the modalites of the first character are more frequently associated to the concordant modalities, or to the discordant ones of the second character. By this method of research we may discover the exact meaning of *concordance*. E. g. let connection between incomes and assets be known: we may then proceed to investigate the movement of income when assets increase or decrease.

It is clear that there is not concordance if connection does not exist.

The concordance is, therefore, a research subsequent to that of the connection. In the present paragraph we shall deal with the connection, while the concordance will be studied in the next one.

First of all let us recall some formulae of the principal indices of variability, to which we will refer during the course of this paragraph.

11. — *Indices of variability.* — Among the indices which may be employed to measure the *variability* of statistical characters the *simple* and *quadratic mean deviation from the arithmetical mean* and the *mean difference* are of particular interest to us at present.

Let us indicate, respectively, by ${}^1S$ and ${}^2S$ the simple and the quadratic mean deviation from the arithmetical mean, that is:

$$ {}^1S = \frac{\Sigma \mid a - a_i \mid}{n} \qquad (17) $$

$$ {}^2S = \sqrt{\frac{\Sigma (a_i - a)^2}{n}} \,(^1) \qquad (18) $$

a being the arithmetical mean of a group of quantities a_i $(i = 1, 2, \ldots n)$.

The arithmetical mean of absolute values of all differences, which may be calculated among the terms of a series is called *mean difference.*

Let us, in this calculation, compare a term also with itself, then we shall have the *mean difference with repetition;* leaving out the preceding comparison we shall obtain the *simple mean difference.*

---

(1) This expression is also known as the *standard deviation.*

Representing by Δ the simple mean difference and by Δ_R that with repetition, whe shall have evidently:

$$\Delta_R = \frac{n-1}{n}\Delta \tag{19}$$

n being the number of terms of the series.

Let be

$$a_1 \leq a_2 \leq \ldots \leq a_n$$

n ordered quantities; make the sums:

$$\begin{aligned} s_1 &= a_1 & s'_1 &= a_n \\ s_2 &= a_1 + a_2 & s'_n &= a_n + a_{n-1} \\ &\ldots\ldots & &\ldots\ldots \\ s_n &= a_1 + a_2 \cdots + a_n & s'_n &= a_n + a_{n-1} \cdots + a_1 \\ S &= s_1 + s_2 + \cdots + s_n & S' &= s'_1 + s'_2 + \cdots + s'_n \end{aligned}$$

then we shall have:

$$\Delta = \frac{2\,(S' - S)}{n\,(n-1)} \tag{20}$$

The meaning of the mean difference may be generalised by the formula:

$${}^m\Delta_R = \sqrt[m]{\frac{\Sigma_{rs} \mid a_s - a_r \mid^m}{n^m}} \tag{21}$$

Then, put $m = 1$ we shall obtain, again, the *simple mean difference with repetition*; put $m = 2$ we shall obtain the quadratic mean difference with repetition, and so on.

It is demonstrate that it is

$${}^2\Delta_R = \sqrt{2} \cdot {}^2S_A \tag{22}$$

The methods used for the calculation of ${}^1S$ and ${}^2S$ are very well known, so that it does not seem to us necessary to describe them. Let us only consider, therefore, an application of calculating the mean difference.

To calculate practically the mean difference, when many of a_i quantities have the same value, or when the intensities of a character are grouped in more or less extended classes, it is convenient to proceed according to the following example, which refers to the mean difference of the distribution of the incomes of Australia in 1915 and which is self explanatory.

TABLE VII

Income groups	Average income	Number of persons	Aggregate of incomes	Sum of the corresponding term of column 3 with the preceding ones	Difference between columns 5 and 3 decreasing of a unit	Sums of columns 5 and 6	Products of column 7 by 4 (000.000 omitted)
1	2	3	4	5	6	7	8
Deficit and Nil . . .	—	315.396	—	315.936	— 1	315.935	—
Under L. 50	24.33	447.105	10.880.401	763.041	315.935	1.078.976	11.739.692
L. 50 and under L. 100	72.03	495.941	35.724.563	1258.982	763.040	2.022.022	72.235.852
» 100 » » 150	122.40	501.124	61.340.433	1760.106	1.258.981	3.019.087	185.192.104
» 150 » » 200	168.30	220.328	37.081.439	1890.434	1.760.105	3.740.539	138.704.569
» 200 » » 300	237.21	117.325	27.831.753	2097.759	1.980.433	4.078.192	113.503.232
» 300 » » 500	374.81	55.725	20.886.545	2153.484	2.097.758	4.251.242	88.793.757
» 500 » » 750	603.48	18.619	11.236.341	2172.103	2.153.483	4.325.586	48.603.759
» 750 » » 1000	853.15	7.458	6.362.835	2179.561	2.172.102	4.351.663	27.688.913
» 1000 » » 1500	1213.20	5.838	7.082.712	2185.399	2.179.560	4.364.959	30.915.747
» 1500 » » 2000	1725.10	2.496	4.305.861	2187.895	2.185.398	4.373.293	18.830.791
» 2000 » » 3000	2431.27	2.024	4.920.900	2189.919	2.187.894	4.377.813	21.542.780
» 3000 » » 4000	3429.05	761	2.609.510	2190.680	2.189.918	4.380.598	11.431.214
» 4000 » » 5000	4488.83	433	1.943.667	2191.113	2.190.679	4.381.792	8.516.744
» 5000 and upwards .	9562.79	832	7.956.244	2.191.945	2.191.112	4.383.057	34.872.671
Mean and Totals	109.60	2.191.945	240.163.204	—	—	—	812.571.825

$$\Delta = 2\left(\frac{(812.571\ 825) \times 10^6}{2.191.944 \times 2.191.945} - 109{,}60\right) = \text{L. } 119{,}05 \qquad (23)$$

The difference between Δ and Δ_R being, in this case, entirely negligible, we may take, also for Δ_R, the value

$$\Delta_R = \text{L. } 119{,}05. \qquad (24)$$

By the same method we may calculate Δ_R for the distribution of size of recruits of the Kingdom of Italy and we shall find in this case:

$$\Delta_R = cm.\ 12{,}22 \qquad (25)$$

and so on.

12. — *A measure of the connection* - Let us indicate by F_s $(s = 1, 2, \ldots n)$ and φ_i $(i = 1, 2 \ldots m)$ the frequencies of the modalities of two characters B and A; indicate by f_{si} the frequencies of B, which correspond to that modality of A which presents the φ_i frequency.

The frequencies of B will be then distributed according to m partial groups which correspond to the modalities of A.

modalities of B	modalities of A	Totals
	$f_{11}\ f_{12} \ldots f_{1m}$	F_1
	$f_{21}\ f_{22} \ldots f_{2m}$	F_2
	. . . . .	.
	. . . . .	.
	. . . . .	.
	$f_{n1}\ f_{n2} \ldots f_{nm}$	F_n
Totals	$\varphi_1\ \varphi_2 \ldots \varphi_m$	N

(26)

According to the preceding considerations it is clear that the connection between A and B will be nil when all the partial groups

$$\begin{array}{c} f_{11}\ ,\ f_{21}\ ,\ \ldots\ f_{n1} \\ f_{12}\ ,\ f_{22}\ ,\ \ldots\ f_{n2} \\ \ldots\ldots\ldots \\ f_{1m}\ ,\ f_{2m}\ ,\ \ldots\ f_{nm} \end{array}$$

are similar to the « total group »

$$F_1 , F_2 \ldots . F_n$$

otherwise, the connection will be the larger, the higher will be the D_i indices of dissimilarity between the partial groups and the « total one » of frequencies of B.

A weighted mean of these indices — that is, to each one of these is given a proportional weight to the number of quantities contained in that partial group to which the index is refered - may be taken as a measure of connection.

We may then write:

$$I = \frac{1}{N} \sum_{1}^{m_i} \varphi_i \, D_i \qquad (27)$$

13. — *Absolute and relative maximum of the measure of the connection* - It is easy to see that the measure of the connection between A and B reaches its *absolute maximum* when:

$$I = \Delta_R \qquad (28)$$

It is possible to attain the above value only in the case where the number of intensities of B is equal or inferior to that of the modalities of A; in all other cases it is:

$$I < \Delta_R \qquad (29)$$

It will be possible, then, to attain a different limit of I as far as the distributions of the intensities of B and modalities of A allow. This limit will be called the *relative maximum* of the *connection.*

The relative maximum may be practically calculated by grouping the frequencies of B, so that each group contains modalities of A, which differ from each other as little as possible.

This condition — as we will notice further — may be satisfied, by different methods. We shall assume the following one:

Let us consider in what direction the arithmetical means of the original distributions of the partial groups show any diversity, and then gather the modalities of each group so that the arithmetical means diversify from each other according to the same direction which we have already considered.

14. — *Index of connection* - The simple index of connection is given by the ratio of the measure of the connection to the maximum value which that one may attain; then the index of connection varies between 0 and 1.

Taking for the *maximum* the *absolute maximum,* the simple index of *connection* of the distribution of the intensities of B to the modalities of A will be:

$$C = \frac{\Sigma_i \varphi_i . D_i}{N . \Delta_R} \tag{30}$$

Still taking for the *maximum* the *absolute maximum* the *quadratic index* of *connection* will be:

$$^2C = \frac{1}{^2\Delta_R} \cdot \sqrt{\frac{\Sigma_i \varphi_i (^2D_i)^2}{N}} \tag{31}$$

that is:

$$^2C = \frac{1}{^2S} \cdot \sqrt{\frac{\Sigma_i \varphi_i (^2D_i)^2}{2\,N}} \tag{32}$$

Take, on the contrary, the relative maximum, then both the above mentioned formulae will be modified substituting to Δ_R and $^2\Delta_R$ the corresponding relative maximums.

To get a clear idea as to the choice of the relative maximum in place of the absolute one, which evidently depends on the nature of the statistical investigation, we wish particularly to refer to GINI's considerations in: « *Di una misura della dissimiglianza* etc. » already quoted.

Further, we give examples of practical calculation of the above indices; let us now briefly examine the aspect under which the so called « Correlation ratio » may be introduced in the meaning of *connection.*

15. — *The connection between means.* - Instead of investigating, as we did before, the connection between distributions, we may measure the connection which exists between the quantitative or qualitative modalities of a character A and the *mean intensity* of a character B. For instance: the connection between the amount of incomes of the families and the average of the corresponding assets.

In this case we will measure the difference between the means of the single partial groups and that of the «total group».

Call M the mean of the total group of N intensities of B; m_i the mean of φ_i intensities of the group of intensities of B corresponding to the i^{th} modality of A; then the mean of the differences between partial means and the total one will be:

$$T = \frac{1}{N} \cdot \sum_i \varphi_i \left| m_i - M \right| \qquad (33)$$

The absolute maximum, which may be reached in the case in which to each modality of A there always corresponds the same modality of B, will be the simple mean deviation from the arithmetical mean of the total group.

Then, the *simple index of connection* of mean intensities of B to the modalities of A, referred to the absolute maximum, will be:

$$C = \frac{1}{{}^1S. \, N} \sum_i \varphi_i \left| m_i - M \right| \qquad (34)$$

Taking, instead of the absolute differences, the square differences, we shall obtain in place of (33).

$${}^2T = \sqrt{\frac{\Sigma \varphi_i (m_i - M)^2}{N}} \qquad (34')$$

and in place of (34):

$$C = \frac{1}{{}^2S} \sqrt{\frac{\Sigma_i \varphi_i (m_i - M)^2}{N}} \qquad (35)$$

where ${}^2S$ is the quadratic mean deviation from the arithmetical mean of the total group, and ${}^2C$ is the *quadratic index of connection* of mean intensities of B to the modalities of A.

This last expression is known in the theory of statistical relations, as PEARSON*'s correlation ratio.*

16. — *Connection of the distribution of the size of the recruits of the Kingdom of Italy to the territorial divisions of the Kingdom.* - As an application of the theory of the connection, let us consider again the distribution of the size of the recruits of the Kingdom of Italy, which we have already considered when speaking of the dissimilarity.

I wish first to determine the simple index of connection assuming as the *maximum* of the connection the absolute one.

The measure of the connection will be given by Table VIII where φ_i is the number of recruits considered in each territorial division as it results from the original data quoted from Livi's volume, D_i is the index of dissimilarity between the seriation of the total of the Kingdom and those of each territorial division.

TABLE VIII

Territorial division	φ_i	D_i	$\varphi_i \times D_i$	$({}^2D_i)^2$	$\varphi_i \times ({}^2D_i)^2$
Piedmont . . .	33.541	0.437	14.657	0.438	14.691
Liguria . . .	8.104	1.009	8.175	1.151	9.328
Lombardy . .	36.904	0.831	30.678	0.831	30.667
Venetia . . .	28.509	2.037	58.084	4.215	120.165
Emilia	24.616	0.778	19.151	0.781	19.225
Tuscany . . .	23.738	1.132	26.862	2.011	47.737
The Marches .	10.747	0.697	7.491	0.781	8.393
Umbria . . .	6.301	0.318	2.004	0.323	2.035
Lazio	8.035	0.280	2.248	0.281	2.258
Abruzzi and M..	14.524	1.349	19.600	2.202	31.982
Campania . . .	28.967	1.011	29.286	1.300	37.657
Apulia . . .	16.546	1.017	16.826	1.327	21.957
Basilicata . . .	5.976	1.937	11.564	4.343	25.954
Calabria . . .	13.336	1.395	18.605	2.372	31.633
Sicily	32.824	0.992	32.568	1.169	38.371
Sardinia . . .	6.687	2.625	17.540	7.823	52.312
Totals	299.355		314.839		494.315

From (25) we obtain the mean difference with repetition among the sizes of Kingdom, that is,

$$\Delta_R = 12{,}22$$

Then, the simple index of connection will be:

$$C = \frac{314.839}{299.355 \times 12,22} = 8,6\% \qquad (36)$$

The quadratic index of connection, still referring to the absolute maximum of the connection, will be obtained as follows:

Taking first the sum of the products of φ_i values of Table VIII by the square value of ${}^2D$, given by Table III we shall obtain:

$$\Sigma\, \varphi_i\, ({}^2D_i)^2 = 494.315.$$

Since, by (22), we have:

$${}^2\Delta_R = \sqrt{2} \cdot {}^2S_A = \sqrt{2} \times 5,30 = 7,49 \qquad (37)$$

according to (31) we shall obtain:

$${}^2C = \frac{1}{7,49} \cdot \sqrt{\frac{494.315}{299.355}} = 17,1\% \qquad (38)$$

Let us now calculate the simple and quadratic indices of connection referred to as the *relative* maximum of the connection.

First, let us calculate the relative maximum:

For this purpose we notice that, according to the respective mean the territorial divisions will be graduated as follows:

TABLE IX

Territorial division	Mean Size	Territorial division	Mean Size
Sardinia	161.893	Umbria	164.226
Basilicata	162.581	Lazio	164.254
Calabria	163.121	Piedmont	164.947
Abruzzi M.	163.166	Emilia	165.294
Apulia	163.500	Lombardy	165.347
Campania	163.505	Liguria	165.521
Sicily	163.524	Tuscany	165.647
The Marches	163.819	Venetia	166.553

Then, according to n^r 13, the original distribution of the recruits of each territorial division, according to the size, for the case of the relative maximum, will be reduced as follows:

Size	Piedmont	Liguria	Lombardy	Venetia	Emilia	Tuscany	The Marches	Umbria	Lazio	Abruzzi-Mol.	Campania	Apulia	Basilicata	Calabria	Sicily	Sardinia
154	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	202
155	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	2.658
156	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	5.976	416	—	3.827
157	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	11.907	—	—
158	—	—	—	—	—	—	—	—	—	13.072	—	—	—	1.013	—	—
159	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1.452	—	14.021	—	—	—	—
160	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	17.223	2.525	—	—	—	—
161	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	11.744	—	—	—	7.740	—
162	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	22.268	—
163	—	—	—	—	—	—	10.747	6.301	1.836	—	—	—	—	—	2.816	—
164	15.237	—	—	—	—	—	—	—	6.199	—	—	—	—	—	—	—
165	18.304	—	—	—	3.613	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
166	—	—	—	—	19.472	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
167	—	—	16.267	—	1.531	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
168	—	—	15.649	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
169	—	7.570	4.988	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
170	—	534	—	—	—	11.894	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
171	—	—	—	—	—	9.276	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
172	—	—	—	5.104	—	2.568	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—

the highest size being enclosed entirely in the territorial division of Venetia as follows:

Size	Frequencies	Size	Frequencies	Size	Frequencies
172	5104	181	414	190	8
173	5650	182	298	191	5
174	4488	183	184	192	5
175	3818	184	130	193	2
176	2898	185	64	194	1
177	2066	186	48	195	1
178	1522	187	42		
179	1005	188	29		
180	714	189	13		

In this case, calculating the differences between cograduate sizes of the Kingdom and territorial divisions, we shall obtain the results of Table X, which contain all the elements for the calculation of the connection and in which:

φ_i = frequencies of sizes.

d_i = sum of absolute values of the differences between cograduate sizes.

^2d_i = sum of square values of the differences between cograduate sizes.

TABLE X

Territorial divisions	φ_i	d_i	^2d_i
Piedmont	33.541	1.150.786	7.216.672
Liguria	8.104	1.730.371	13.630.413
Lombardy	36.904	1.426.462	7.574.672
Venetia	28.509	3.118.039	34.556.132
Emilia	24.616	1.252.177	7.961.269
Tuscany	23.738	1.988.755	17.722.651
The Marches	10.747	1.601.182	8.763.770
Umbria	6.301	1.601.182	8.763.770
Lazio	8.035	1.167.003	7.722.087
Abruzzi and M.	14.524	2.051.725	20.988.613
Campania	28.967	1.510.290	11.379.872
Apulia	16.546	1.766.134	16.241.186
Basilicata	5.976	2.551.639	28.965.775
Calabria	13.336	2.246.645	23.424.287
Sicily	32.824	1.249.001	9.153.927
Sardinia	6.687	2.682.581	31.172.957
Totals	299.355	28.093.972	257.238.053

The sums of the products of φ_i by d_i and by the squares of ${}^2d_i$ will be, in round numbers:

$$\Sigma_i \varphi_i d_i = 515.778 \times 10^6$$

$$\Sigma_i \varphi_i ({}^2d_i)^2 = 4.328.361 \times 10^6$$

Then, the *relative maximums* of the connection will be:

$$M_r = \frac{515.778 \times 10^6}{(299.355)^2} = 5{,}75 \qquad (39)$$

and

$${}^2M_r = \frac{1}{299.355} \cdot \sqrt{4.328.261 \times 10^6} = 6{,}95 \qquad (40)$$

Finally, the simple index of connection in case of relative maximum, will be, according to data of Table VIII and above results:

$$C = \frac{314.839}{299.355 \times 5{,}75} = 18{,}3\% \qquad (41)$$

The quadratic index:

$${}^2C = \frac{1}{6.95}\sqrt{\frac{494.315}{299.355}} = 18{,}5\% \qquad (42)$$

We may see, that, in this case, both the simple and quadratic indices reach, approximately, the same value.

17. — *Connection of the distribution of the incomes of Australia to the assets.*

The simple and quadratic indices of dissimilarity will be obtained by data contained in Table III. By the following Table we give, then, the elements by which it will be easy to calculate the indices according to (30) and (32).

TABLE XI

Assets	Average assets	Number of persons of each group	Simple index of dissimilarity	Squares of the quadratic indices of dissimilarity
1	2	3	4	5
Deficit and Nil . . .	..	359.729	34.13	35.900
under 100	30.—	925.461	37.47	47.500
100 and under 250	160.—	314.514	21.46	37.700
250 „ 500	354.—	212.461	21.85	30.500
500 „ 750	608.—	101.996	27.69	21.100
750 „ 1.000	863.—	59.651	38.41	16.400
1.000 „ 2.500	1.554.—	129.115	64.18	22.600
2.500 „ 5.000	3.460.—	50.478	164.30	56.600
5.000 „ 10.000	6.874.—	23.359	353.41	251.700
10.000 „ 15.000	12.077.—	6.675	636.23	504.100
15.000 „ 20.000	17.246. —	2.896	969.79	1.997.100
20.000 „ 25.000	22.405.—	1.562	1.378.46	4.389.400
25.000 „ 50.000	34.098.—	2.585	2.001.70	8.200.800
50.000 „ 75.000	60.778.—	722	3.475.20	21.832.300
75.000 „ 100.000	85.893.—	275	4.824.80	36.600.100
100.000 and upwards .	197.693.—	466	6.811.94	59.632.400
Mean and Total	555.—	2.191.945		

The sum of the products of columns 3^{rd} by 4^{th} and 3^{rd} by 5^{th} will give, respectively:

$$\frac{\Sigma_i \varphi_i D_i}{N} = \frac{106.574.618}{2.191.945} = 48{,}62$$

$$\frac{\Sigma_i \varphi_i ({}^2D_i)^2}{N} = \frac{187.218.200.000}{2.191.945} = 85.411{,}90$$

The calculation of the mean difference with repetition give according to (24):

$$\Delta_R = 119{,}05$$

The quadratic mean difference with repetition will be:

$${}^2\Delta_R = \sqrt{2} \times {}^2S = \sqrt{2} \times 251{,}54 = 355{,}72$$

Then, the simple index of connection will be:

$$C = \frac{48{,}62}{119{,}05} = 40{,}84\ \% \qquad (43)$$

The quadratic index:

$$^2C = \frac{292{,}25}{355{,}72} = 82{,}16\ \% \qquad (44)$$

Since the number of the classes of assets is larger than that of the classes of incomes, in this case we can in fact, reach the absolute maximum, that is, this maximum may agree with the distributions both of incomes and assets; so the relative maximum, in this case, will coincide with the absolute one.

It is to be noticed, that the indices obtained above, show for Australia, a remarkable connection between the distributions of the incomes and the assets and we will decide on it considering C or ^2C according to the scope of our researches.

18. — *Connection between incomes and corresponding mean of assets, and between assets and corresponding mean of incomes of Australia.*

We have to apply formulae (33), (34) and (35) to the data contained in the following tables:

TABLE XII

Income groups	Number of persons	Average assets	Deviation of the average assets from the mean of Australia	Average incomes
1	2	3	4	5
Deficit and Nil . . .	315.936	338	217	..
under L. 50	447.105	239	316	24
50 and under L. 100	495.941	222	333	72
100 „ „ 150	501.124	249	306	122
150 „ „ 200	220.328	452	103	168
200 „ „ 300	117.325	1.048	493	237
300 „ „ 500	55.725	2.303	1.748	375
500 „ „ 750	18.619	4.512	3.957	603
750 „ „ 1.000	7.458	6.854	6.309	853
1.000 „ „ 1.500	5.838	10.250	9.635	1.213
1.500 „ „ 2.000	2.496	15.170	14.615	1.725
2.000 „ „ 3.000	2.024	23.095	22.540	2.431
3.000 „ „ 4.000	761	33.742	33.187	3.429
4.000 „ „ 5.000	433	45.398	44.843	4.489
5.000 and upwards . .	832	110.677	110.122	9.563
Total and means	2.191.945	555	—	110

TABLE XIII

Assets groups	Number of persons	Average incomes	Deviation of the average incomes from the mean of Australia	Average assets
1	2	3	4	5
Deficit and Nil	359.729	89	21	..
under L. 100	925.461	73	37	30
100 and under 250	314.514	94	16	160
250 ,, 500	212.461	106	4	354
500 ,, 750	101.996	121	11	608
750 ,, 1.000	59.651	136	26	863
1.000 ,, 2.500	129.115	172	62	1.554
2.500 ,, 5.000	50.478	273	163	3.460
5.000 ,, 10.000	23.359	462	352	6.874
10.000 ,, 15.000	6.675	746	636	12.077
15.000 ,, 20.000	2.896	1.079	969	17.246
20.000 ,, 25.000	1.562	1.488	1.378	22.405
25.000 ,, 50.000	2.585	2.111	2.001	34.098
50.000 ,, 75.000	722	3.584	3.474	60 778
75.000 ,, 100.000	275	4.934	4.824	85.893
100.000 and upwards	466	6.921	6.811	197.693
Total and means	2.191.945	110	—	555

Let be φ_i and m_i, respectively, the data of the 2^{nd} and 3^{rd} columns of Table XII, put $M = 555$, then sum up the products of φ_i by $|m_i - M|$, that is, by the data of 4^{th} column of Table XII. We shall obtain:

$$\sum_i \varphi_i \left| m_i - M \right| = 1.104.879.000.$$

Calculate now the mean deviation from the arithmetical mean of the mean assets n_i, contained in column 5 of Table XIII, let φ'_i the data of the 2^{nd} column of the same table put $N = 2.191.945$, then we shall obtain:

$$^1S_M = \frac{1}{N} \sum_i \varphi'_i \left| n_i - M \right| = 755{,}6$$

Thus, according to (33), the simple index of connection of the mean assets to the income groups will be:

$$C = \frac{1.104.874.900}{2.191.945 \times 755.6} = 67\ \% \qquad (45)$$

Let us now calculate the quadratic index of connection of the mean assets to the income groups. Squaring the values of column 4 of Table XII we shall have:

$$\sum_i \varphi_i (m_i - M)^2 = 14.862.386 \times 10^6$$

Since the quadratic mean of the deviations from the arithmetical mean of the assets contained in column 5 of Table XIII is

$$^2S_M = 3721,10 \qquad (46)$$

the quadratic index of connection, that is, the so called PEARSON'*s correlation ratio*, accordingly (35), will be:

$$^2C = \frac{2603,90}{3721,10} = 0,6997$$

that is approximatly

$$^2C = 70\ \% \qquad (47)$$

In the same way, we may calculate now, the connection of the assets to the mean incomes. Let be m'_i the data of 3th column of Table XIII and put $M' = 110$.

We shall obtain:

$$\sum_i \varphi'_i | m'_i - M' | = 96.085.000 \qquad (48)$$

$$\sum_i \varphi'_i (m'_i - M')^2 = 61.785 \times 10^6 \qquad (48^1)$$

$$^1S_{M'} = 83,10 \qquad (49)$$

$$^2S_{M'} = 251,54 \qquad (49')$$

Therefore:

$$C = 0,52 \qquad (50)$$

$$^2C = 0,67 \qquad (51)$$

As we noticed in the matter of the distributions, so we see again here, that the indices obtained above show, for Australia, a remarkable connection between the incomes and the means of the assets, and vice-versa.

§ IV

19. — *The meaning of concordance* - According to nr 11 of the preceding paragraph we may find out in which *direction* the modalities of two *connected* characters are associated, that is, whether the modalities of the first character are more frequently associated to *concordant* modalities or to *discordant* ones of the second character. As we have already mentioned, our researches also deal with the meaning of the term *concordance.*

It is clear that *concordance* may be established between two connected characters where both are quantitative, e. g. we may study the relation of concordance between incomes and assets of the families, duration of life and size; or in the case that, being qualitative, both present equal or analogous modalities, e. g. we may study the relation of concordance between the employment of the father and that of the son, the colour of eyes and that of the hair, and so on.

For the quantitative characters, the less the corresponding intensities differ from each other, the more concordant will result the corresponding modalities. For the qualitative characters we may notice, e. g. that the modalities of civil state of the consorts will be concordant in the case where both are widowed, married, or divorced, and discordant in the opposite case; the blue, or gray lour of the iris may be considered concordant to the fair, or red colour of the hair, and so on.

To decide upon concordance or discordance, or upon the case of *indifference,* that is, the case of want of concordance or discordance, we may refer tho the following principles:

α) Modalities (or deviations or variations) of two characters may be called concordant, or discordant when the discordances between corresponding modalities (deviations, variations) are respectively lower or higher than those which would be the case if the modalities (deviations, variations) of a character would have been associated by chance to those of the other one.

β) Modalities (deviations, variations) of two characters may be called concordant or discordant when the discordances between the corresponding modalities (deviations, variations) are, respectively, lower or higher than those between modalities (deviations, variations) of a character and of the opposite of the other one.

γ) Modalities (deviations, variations) of two characters may be called concordant or discordant when, subtracting from the sum of the discordances between the corresponding modalities (deviations, variations) of two characters, its probable value in the hypothesis of association by chance, the result will be lower or higher than that which may be obtained by subtracting the probable value, in the hypothesis of association by chance, from the sum of the discordances between the corresponding modalities (deviations, variations) of a character and the opposite of the other one.

δ) Modalities (deviations, variations) of two characters A and B will be concordant, or discordant, when, subtracting from the sum of the discordances between corresponding modalities (deviations, variations) of A and B, and of discordances between corresponding modalities (deviations, variations) of α and β, — being α the opposite of A and β the opposite of B — its probable value in the hypothesis of association by chance, the result will be lower or higher than that which may be obtained by subtracting the probable value in the hypothesis of association by chance, from the sum of the discordances between corresponding modalities (deviations, variations) of α and B and of the discordances, between corresponding modalities (deviations, variations) of A and β.

By the above principles we may form analytical formulae to give a proper measure of concordance between modalities (deviations, variations) of two characters. It is necessary, however, to notice that the last principle alone is in any case available; the other ones may give, in some cases contradictory results.

However, as by these principles we may form more simple formulae than by δ it is convenient to have introduced and to keep them in the meaning of concordance for those cases in which they are available.

Moreover, since in the cyclical series, as we will see, speaking of these series, only principle α) will be available, we will here deal particularly with this one referring for the others to GINI's cited works.

20. — *The measure of the concordance* - Let M_{AB}, μ_{AB}, m_{AB} represent respectively the sum of discordances between corresponding modalities, deviations, variations of two characters A and B. Let represent $M_{AB,o}$, $\mu_{AB,o}$, $m_{AB,o}$, its probable value in the hypothesis of association by chance. Indicate by analogous symbols the same sums in the case of the opposite characters α and β.

Following principle α) we may say that modalities (deviations, variations) of A and B are concordant or discordant, according to the negative or positive differences:

$$\begin{matrix} M_{AB} - M_{AB,o} \\ \mu_{AB} - \mu_{AB,o} \\ m_{AB} - m_{AB,o} \end{matrix} \qquad (52)$$

Following principle β), according to the negative or positive differences:

$$\begin{matrix} M_{AB} - M_{A\beta} \\ \mu_{AB} - \mu_{A\beta} \\ m_{AB} - m_{A\beta} \end{matrix} \qquad (53)$$

Following principle γ), according to the negative or positive differences:

$$\begin{matrix} (M_{AB} - M_{AB,o}) - (M_{A\beta} - M_{A\beta,o}) \\ (\mu_{AB} - \mu_{AB,o}) - (\mu_{A\beta} - \mu_{A\beta,o}) \\ (m_{AB} - m_{AB,o}) - (m_{A\beta} - m_{A\beta,o}) \end{matrix} \qquad (54)$$

Following δ), according to the negative or positive differences:

$$\begin{matrix} (M_{AB} + M_{\alpha\beta} - M_{AB,o} - M_{\alpha\beta,o}) - (M_{A\beta} + M_{\alpha B} - M_{A\beta,o} - M_{\alpha B,o}) \\ (\mu_{AB} + \mu_{\alpha\beta} - \mu_{AB,o} - \mu_{\alpha\beta,o}) - (\mu_{A\beta} + \mu_{\alpha B} - \mu_{A\beta,o} - \mu_{\alpha B,o}) \\ (m_{AB} + m_{\alpha\beta} - m_{AB,o} - m_{\alpha\beta,o}) - (m_{A\beta} + m_{\alpha B} - m_{A\beta,o} - m_{\alpha B,o}) \end{matrix} \qquad (55)$$

Taking as a basis of concordance one of the four principles, then we shall say that the concordance or discordance between two characters A and B being the higher, the higher will be the negative, or positive differences rispectively given by the corresponding formulae.

To pass from *zero*, in the case of *indifference*, to 1, in case of a maximum of concordance, we take as the measure of unity the maximum of intensity which concordance may reach. Thus, the inferior limit, which gives the maximum of the discordance will be — 1.

The unity measure may be an absolute maximum or a relative one. By relative maximum is meant that one which may be verified compatibly with the effective distribution of the intensities of two characters, the absolute one being the maximum of the relative maxima. According to these meanings we may establish the *indices of concordance.*

We shall notice that, if we take the *relative maximum*, the *indices of concordance* may serve to measure the tendency that modalities of two characters, present for an association of concordant values rather than of discordant ones, or, viceversa. In this case, the indices are called *indices of homophilia.* If we take the *absolute maximum* the indices will be called, instead, *correlation indices.*

For those qualitative characters, for which it is possible to form indices of concordance analogous to those of quantitative characters, we shall have, instead of indices of homophilia, *indices of attraction* and, instead of indices of correlation, *indices of likeness.*

In all cases, if the unlikeness between two quantities is measured by the absolute value of their difference, we shall speak of *simple* indices; let unlikeness be measured by the square of the above differences, then we shall have *quadratic* indices.

By the same way, we obtain the indices of concordance for the deviations or variations.

21. — *Indices of homophilia.*

Indicate by $M_{AB,1}$ the value of M_{AB} in the hypothesis of relative maximum of concordance between modalities of A and B; by $M_{AB,2}$ the value of M_{AB} in the hypothesis of relative maximum of discordance. Then $M_{AB,1}$, $M_{AB,2}$ will indicate, respectively, the minimum and maximum of the sum of the absolute values of the differences between corresponding intensities of two characters A and B. We know how to calculate these values, according to theorems of n^r 2, § 1.

The probable value M_{AB_0} is given by the following formula:

$$M_{AB_0} = n\Delta_{R,AB} \tag{56}$$

where it is:

$$\Delta_{R,AB} = 2\,\Delta_{R(A+B)} - \frac{1}{2}(\Delta_{R,A} + \Delta_{R,B}) \tag{57}$$

if $\Delta_{R,A}$, $\Delta_{R,B}$, $\Delta_{R(A+B)}$ respectively, indicate the mean difference with

repetition between the n intensities of A and B and between the $2\,n$ intensities both of A and B toghether.

Therefore, *the simple index of homophilia* between the modalities of A and B, according to the principle of concordance α) will be:

$$O_\alpha = \frac{M_{AB} - M_{AB,o}}{M_{AB,1} - M_{AB,o}} \; ; \; O_\alpha = - \frac{M_{AB} - M_{AB,o}}{M_{AB,2} - M_{AB,o}} \qquad (58)$$

according

$$M_{AB} \lesseqgtr M_{AB,o}$$

Analogously we shall have the simple indices of *homophilia* between the modalities of A and B according to the other principles of concordance β) γ) δ) and also analogous formulae for the simple indices of *homophilia* between deviations and variations.

Indicating by ${}^2O$, ${}^2\omega$, ${}^2o$ the *quadratic indices of homophilia* between intensities, deviations, variations, it will be easy to see that:

$${}^2O = {}^2\omega = {}^2o = \frac{\sum_1^n{}_i \, l_{Ari} \cdot l_{Bsi}}{\sum_1^n{}_i \, l_{Ai} \cdot l_{Bi}} \qquad (59)$$

where the symbols l_{Ai}, l_{Ari}, l_{Bi} l_{Bsi} indicate, as we know, the positive or negative deviation from the respective arithmetical mean of the i^{th} and r_i^{th} intensity of A and i^{th} and s_i^{th} of B, calling $r_1, r_2 \ldots r_n$ and $s_1, s_2, \ldots s_n$ two different permutations of the natural succession $1,2 \ldots n$ and r_i, s_i the indices of two *corresponding* intensities of A and B — being, on the contrary, A_i B_i two *cograduate* intensities.

If $\sum_1^n{}_i \, l_{Ari} \cdot l_{Bsi}$ is negative, then we shall have:

$${}^2O = {}^2\omega = {}^2o = - \frac{\sum_1^n{}_i \, l_{Ari} \cdot l_{Bsi}}{\sum_1^n{}_i \, l_{Ai} \cdot l_{B\,(n-i+1)}} \qquad (60)$$

It is to be observed that (59) and (60) are always available, so that for the quadratic indices of homophilia, it is always sufficient to assume α) as principle of concordance.

22. — *The simple index of correlation* between the modalities of A and B will be, according to the principle α).

$$R_a = \frac{M_{AB,o} - M_{AB}}{n\ \Delta_{R(A+B+\ \alpha+\beta)}}$$

or (61)

$$R_a = \frac{M_{AB,o} - M_{AB}}{2\,n\ {}^1S_{(A+B+\alpha+\beta)} - n\ \Delta B_{(A+B+\alpha+\beta)}}$$

according to

$$M_{AB,o} \gtrless M_{AB}.$$

Analogously, we shall have the formulae for deviations and variations.

Still according to the principle α), which in the case of quadratic correlation indices is always suitable, we may establish for these indices the following reduced formulae:

Quadratic correlation index between modalities:

$${}^2R = \frac{\sum_1^n{}_i\ l_{Ari}\ l_{Bsi}}{n\left\{\frac{({}^2S_A)^2 + ({}^2S_B)^2}{2} + \frac{D_A^2 + D_B^2 + D^2\alpha + D^2\beta}{4}\right\}} \qquad (62)$$

where $D_A, D_B, D\alpha, D\beta$ indicate the differences between the mean of intensities of A, B, α, β respectively and the mean of 4 n intensities of A, B, α, β taken toghether.

Quadratic correlation index between deviations:

$${}^2\varrho = \frac{\sum_1^n{}_i\ l_{Ari}\ l_{Bsi}}{n \cdot \frac{({}^2S_A)^2 + ({}^2S_B)^2}{2}} \qquad (63)$$

Quadratic correlation index between variations:

$${}^2\gamma = \frac{\sum_1^n{}_i\ l_{Ari}\ l_{Bsi}}{n\ {}^2S_A\ {}^2S_B} \qquad (64)$$

This last formula is widely known under the name of the *correlation coefficient of* BRAVAIS.

Let us now give some applications of the principal formulae submitted above.

23. — *a) Indices of homophilia and correlation between incomes and assets of Australia, according to the principle a) of concordance.*

We have to apply (58).

Let us first determine M_{AB}, $M_{AB,0}$, $M_{AB,1}$, $M_{AB,2}$. As we know M_{AB} indicates the sum of discordances between *corresponding* modalities of A and B; $M_{AB,0}$ its probable value in the hypothesis of association by chance; $M_{AB,1}$ the sum of discordance between co-graduate modalities, $M_{AB,2}$ the sum in the case of contragraduation.

Let A the income, B = the asset.

Table XIV gives the *frequencies* of *corresponding* modality of A and B.

Thus e. g. 13707 will be the frequency of modality 0 of A and the corresponding modality 0 of B; 207233 the frequency of modality 30 of B and the corresponding modality 0 of A, and so on.

Make all the differences between corresponding modalities of A and B and multiply each one of these by the corresponding frequency, then we shall obtain:

$$M_{AB} = 13707 \times |0-0| + 88893 \times |24-0| + \ldots + 38 \times |197693 - 4489| + 832 \times |197863 - 9563| = 1.134.916.678 \quad (65)$$

According to (56) and (57) it is:

$$M_{AB,0} = N \left\{ 2\,\Delta_{R(A+B)} - \frac{1}{2}(\Delta_{R,A} + \Delta_{R,A}) \right\}$$

Then, in our case, as it is:

$$N = 2.191.945$$

$$2\,\Delta_{R(A+B)} = 2 \times 550 = 1100 \quad (66)$$

$$\frac{1}{2}\,\Delta_{R,A} = \frac{1}{2} \times 119 = 60 \quad (67)$$

$$\frac{1}{2}\,\Delta_{R,B} = \frac{1}{2}\,948 = 474 \quad (68)$$

$$M_{AB,0} = 2.191.945 \times (1100 - 534) = 1.240.640.870 \quad (68^1)$$

Calculate now, according to the theorems of nr 2 of § I, the « minimum » and the « maximum » of M_{AB} that is $M_{AB,1}$, $M_{AB,2}$.

TABLE XIV

Income groups	Average income	Assets groups: Debt and Nil	under L. 100	L. 100 and under 250	L. 250 and under L. 500	L. 500 and under L. 750	L. 750 and under L. 1000	L. 1000 and under L. 2500	L. 2500 and under L. 5000	L. 5000 and under L. 10000
		Average assets: 0	30	160	354	608	863	1554	3460	6874
	1st	2d	3th	4th	5th	6th	7th	8th	9th	10th
Deficit and Nil	—	13707	207233	46378	20067	7356	3949	9604	4322	2083
under L. 50	24	88893	167440	69476	57666	27980	14402	17746	2646	691
L. 50 and under L. 100	72	120265	229646	52651	33857	16857	10686	26457	4470	840
» 100 » » 150	122	97352	225426	77289	43577	17633	9619	21113	7687	1174
» 150 » » 200	168	27897	72518	43332	30210	14061	7813	15606	6978	1617
» 200 » » 300	237	8427	19072	19487	18666	11597	7617	18710	9035	4037
» 300 » » 500	375	2272	3493	4858	6689	4906	4110	13440	8537	5653
» 500 » » 750	603	545	463	747	1204	1072	986	4124	3819	3338
» 750 » » 1000	853	158	101	160	317	297	271	1239	1535	1652
» 1000 » » 1500	1213	117	45	93	125	153	128	739	977	1340
» 1500 » » 2000	1725	46	14	24	52	39	43	211	267	512
» 2000 » » 3000	2431	28	9	15	23	25	17	92	142	308
» 3000 » » 4000	3429	13	—	2	4	14	5	25	29	66
» 4000 » » 5000	4489	4	1	1	3	2	2	14	20	30
» 5000 and upwards . .	9563	5	—	1	1	4	3	5	14	38
Mean and Totals	110	359729	925461	314514	312641	101996	59651	129115	50478	23359

(Follows) TABLE XIV

Income groups	Average income	Assets groups: L. 10 000 and under L. 15.000	L. 15.000 and under L. 20.000	L. 20.000 and under L. 25.000	L. 25.000 and under L. 50.000	L. 50.000 and under L. 75.000	L. 75.000 and under L. 100.000	L. 100.000 and upwards	Mean an Totals
		Average assets							
		12077	17246	22405	34098	60778	85893	197693	555
		11th	12th	13th	14th	15th	16th	17th	18th
Deficit and Nil	. .	569	215	105	204	67	32	45	315936
under L. 50	24	106	27	15	15	2	. .	. .	447105
L. 50 and under L. 100	72	131	46	15	16	4	. .	. .	495941
» 100 » » 150	122	166	47	14	22	3	2	. .	501124
» 150 » » 200	168	193	53	23	21	5	1	. .	220328
» 200 » » 300	237	461	116	49	39	8	2	2	117325
» 300 » » 500	375	1244	296	106	95	21	3	2	55725
» 500 » » 750	603	1437	521	173	160	21	5	4	18619
» 750 » » 1000	853	829	452	242	194	12	6	3	7458
» 1000 » » 1500	1213	770	506	328	450	51	8	8	5838
» 1500 » » 2000	1725	372	264	175	388	65	16	8	2496
» 2000 » » 3000	2431	295	225	157	479	149	30	30	2024
» 3000 » » 4000	3429	61	66	69	237	111	32	27	761
» 4000 » » 5000	4489	26	33	46	115	60	38	38	433
» 5000 and upwards . .	9563	15	29	45	150	143	100	299	832
Mean and Totals	110	6675	2896	1562	2585	722	275	466	2.191.945

For this purpose we notice that the frequencies of cograduate incomes and assets are given, respectively, by the 18th column of Table XIV, which contains the number of persons for each income group, and by the last line of the same Table where we find the numbers of frequencies for each assets group.

Then, applying the method already illustrated in the preceeding paragraph, we shall obtain:

$$M_{AB,1} = 315936 \times |0-0| + 43793 \times |0-24| + \ldots\ldots + 275 \times$$
$$\times |85893 - 9563| + 466 \times |197693 - 9563| = 991.651 \quad (69)$$

$$M_{AB,2} = 466 \times |0 - 197693| + 275 \times |0 - 85893| + \ldots + 433 \times$$
$$\times |4489 - 0| + 832 \times |9563 - 0| = 1.358.000 \quad (70)$$

Since $M_{AB} < M_{AB,0}$ we shall apply (69), to determine the index of «homophilia», so it would not have been necessary to calculate $M_{AB,2}$, which we, however, calculate as an example of calculation of the « maximum » of quoted theorems of n^r 2 of § I and also to establish both the limits of M_{AB}.

Then, applying the first one of (58) we shall have for the simple index of « homophilia »:

$$O_a = \frac{M_{AB} - M_{AB,0}}{M_{AB,1} - M_{AB,0}} = \frac{1.134.916.678 - 1.240.640.870}{991.658.000 - 1.240.640.870}$$

$$= \frac{-105.724.192}{-248.989.870} = 0{,}4246 = 42\ \% \quad (71)$$

b) Let us calculate the quadratic index of « homophilia » according to (59).

The negative or positive deviations from the mean of the average incomes and assets of each group will be:

l_A	l_B	l_A	l_B
− 110	− 555	+ 744	+ 6.319
− 85	− 525	+ 1.104	+ 1.522
− 38	− 395	+ 1.616	+ 16.691
+ 13	− 201	+ 2.322	+ 21.850
+ 59	+ 53	+ 3.319	+ 33.543
+ 128	+ 308	+ 4.379	+ 60.223
+ 265	+ 999	+ 9.453	+ 85.338
+ 494	+ 2.905		+ 197.138

The frequencies of the products $l_{Ari} \cdot l_{Bsi}$ (r_i and s_i being the indices of two corresponding values l_A, l_B) are given by Table XIV.

Thus, in round numbers:

$$\sum_i l_{Ari} \cdot l_{Bri} = (-110) \times (-555) \times 13707 + (-555) \times (-85) \times \times 88893 + ... + 197138 \times 4379 \times 38 + 197138 \times 9453 \times 832 = = 1.341.942 \times 10^6 = 24.208 \times 16^6 = 1.317.734 \times 10^6 \quad (72)$$

The frequencies of cograduate deviations l_{Ai} l_{Bi} are given respectively by the totals of the 18th column and the last line of Table XIV, so that we may establish the frequencies of corresponding products $l_{Ai} \cdot l_{Bi}$ according to the same method used in the dissimilarity.

Thus, we shall have:

$$\sum_i l_{Ai} \cdot l_{Bi} = 315.936 \times (-110) \times (-555) + 43793 \times (-85 \times \times (-555) + 403312 \times (-85) \times (-525) + ... + 275 \times 85338 \times \times 9453 + 466 \times 197138 \times 9453 = 1.968.462 \times 10^6 - 2428 \times 10^6 = = 1.966.034 \times 10^6 \quad (73)$$

Then, the quadratic index of « homophilia » given by (59) will be:

$$^2O = {}^2\omega = {}^2o = \frac{1.317.734}{1.966.034} = 0.67 = 67\ \% \quad (74)$$

c) The simple index of correlation will be, according to (61) (65), (68^1):

$$R_a = \frac{105.724.192}{2.191\,945 \times 550} = \frac{105.724.192}{1.205.580.300} = 0{,}088 = 8{,}8\ \% \quad (75)$$

d) Let us now calculate the quadratic indices of correlation between modalities, deviations, variations.

For the modalities, we have to apply (62). In our case it is, according to (72), (49,) (46):

$$\sum_i l_{Ari} \cdot l_{Bsi} = 1.317.734 \times 10^6$$
$$(^2S_A)^2 = (252)^2 = 63504$$
$$(^2S_B)^2 = (3721)^2 = 13845841$$

moreover:

$$D_A^2 = (332 - 110)^2 = 49284$$
$$D_B^2 = (332 - 555)^2 = 49506$$

Then, according (62), we shall obtain :

$$^2R = \frac{1.317.734 \times 10^6}{2.191.945 \times 7.004.067} = \frac{1.317.734}{15.352.530} = 8{,}5\ \% \quad (76)$$

According to (63)

$$^2\varrho = \frac{1.317.734 \times 10^6}{2.191.945 \times 6.959.672} = \frac{1.317.734}{15.255.218} = 8{,}6\ \% \quad (77)$$

Finally, the BRAVAIS's coefficient, that is, the quadratic index of correlation between the variations will be :

$$^2\gamma = \frac{1.317.734 \times 10^6}{2.191.945 \times 937.692} = \frac{1.317.734}{2.055.369} = 0{,}64 = 64\ \% \quad (78)$$

The different result, obtained above by (76), (77) and (78), show the importance which the choice of the indices of concordance may have with reference to the scope of the investigation.

In our particular case, since to decide upon concordance between incomes and assets we have to eliminate the influence ot the different mean intensities of the two characters and their different variability, we shall have to choose the coefficient of BRAVAIS.

§ V

24. — *Connection of the age of the parents to the sex of the children born.* As an application of the theory of the statistical relations between those groups of modalities which we have defined as « disconnected series » I wish to consider, here, a much simple example of connection of the age of the parents to the sex of the children born :

Let us e. g. take the data, given by H. W. METHORST (1) separately for *males* and *females* regarding the legitimate living children in Holland during 1906-1913 classified according to the age of the parents.

---

(1) H. W. METHORST — *La prédominance des naissances masculines.* — METRON vol. III n° I.

In this case we have to consider the connection between the series of combined ages of the parents and that one composed by only two modalities, that is, the sex -- male or female — of children born.

For the purpose, the, *quadratic index of connection* of the frequencies of a character B to the modalities of another character A would appear to be applicable.

$$^2C = \sqrt{1 - \frac{\sum_1^s{}_h \frac{1}{n_h} \cdot \sum_1^t{}_l f_{hl}(n_h - f_{hl})}{\frac{1}{N} \sum_1^t{}_l f_l (n_h - f_l)}} \qquad (79)$$

where

s indicates the number of modalities of A

t » » » » » » B

n_h $(h = 1, 2, \ldots . s)$ indicates how many times h^{th} modality of A may appear,

f_l $(l = 1, 2, \ldots . t)$ indicates how many times l^{th} quality of B may appear,

$$N = \sum_1^t{}_l f_l = \sum_1^s{}_h n_h$$

f_{hl} indicates how many times l^{th} quality of B is associated to h^{th} modality of A.

Particularly in our application we may notice that according to the data given by Methorst:

$s = 56$, that is, the number of the considered combinations of age of the parents.

$t = 2$, that is, the two sexes of the children born.

n_h $(h = 1, 2, \ldots . 56)$ indicates the frequency of h^{th} combination of age of the parents, that is, the number of children born (males and females taken together) corresponding to h^{th} combination of age of the parents.

$f_1 = 683.473$, that is, the total number of male children born,

$f_2 = 650.214$, that is, the total number of female children born,

$$N = \sum_{1}^{56}{}_h \, n_h = f_1 + f_2 = 1.333.687$$

that is, the total of male and female children born,

f_{h_1} indicates the number of male children according to h^{th} combination of age of the parents,

f_{h_2} indicates the number of fermale children corresponding to h^{th} combination of age of the parents.

Therefore, in our case:

$$n_h - f_{h1} = f_{h2}$$

Then, applying the above mentioned formula, we have to:

1) make the products and the sum of frequencies of each combination of age of the parents in the case of male children, and the corresponding frequencies of the same combination of age of the parents in the case of female children.

2) divide each of the products obtained above by the corresponding sum.

The sum of the quotients will then give us the numerator of the fraction under the square root.

3) The denominator will be easily obtained considering that in our case it will be reduced to the following expression:

$$\frac{f_1 \times f_2}{N} = 333.214.$$

Therefore in our case, since it is:

$$\sum_{1}^{s}{}_h \frac{1}{n_h} \cdot \sum_{1}^{t}{}_l f_{hl} (n_h - f_{hl}) = \frac{699 \times 630}{699 + 630} + \frac{699 \times 5352}{699 + 630} +$$

$$+ \ldots\ldots + \frac{1429 \times 1361}{1429 + 1361} = 333.172$$

we shall obtain :

$$^2C = \sqrt{1 - \frac{333.172}{333.214}} = 0{,}001, \text{ that is, } 1{,}01\ \%.$$

By the same method we have calculated also the indices of connection of the sex of the children born separately to the age of the father and mother and we have obtained, respectively :

$$^2C_f = 0{,}56\ \%$$
$$^2C_m = 0{,}42\ \%$$

We may therefore conclude that the age of the parents in Holland shows very little influence on the sex of the children born.

25. — *Systematical connection and dispersion.* (1) The connection between the quantitative or qualitative modalities of a character, and the mean intensities of another character, which has been considered in n^r 15, may be called *concrete connection*, that is the connection which in fact results from the data taken into examination.

In the study of the connection between the quantitative or qualitative modalities of a character and the mean frequencies of another character it is possible also to find out the value $^2T'$ of the *systematical connection*, that is of the connection which may be expected, when, the number of observations being infinite, the influence of chance could be considered as eliminated.

Then

$$^2T' = \sqrt{\frac{\sum_1^t f_l\left(N - f_l\right)}{tN(N-1)} - \frac{1}{tN}\sum_1^s{}_h \frac{1}{n_h - 1}\sum_1^t{}_l f_{hl}\left(n_h - f_{hl}\right)}$$

Comparing the value of $^2T'$ to its maximum as we did for the measure of the concrete connection, we attain the following expression wich may be called *index of systematical connection :* (2)

---

(1) The whole paragraph is derived from an unpublished paper of Prof. Gini kindly lent to me by the author.

(2) In his paper Prof. Gini notices that the index of systematical connection is the ratio of the square root of the measure of the systematical connection to its maximum and it cannot be considered as the probable value which may be expected, when the number of observations is infinite, for the concrete index of connection.

$$^2c = \sqrt{1 - \frac{\sum_1^s{}_h \frac{1}{n_{h-1}} \cdot \sum_1^t{}_l f_{hl}\left(n_h - f_{hl}\right)}{\frac{1}{N-1} \cdot \sum_1^t{}_l f_l \left(N - f_l\right)}} \qquad (79')$$

in which the symbols are the same as have been considered in n^r 24.

Considering the case in which one of the two characters is composed of only two modalities, (79') may be reduced to a simpler expression:

$$^2c' = \sqrt{1 - \frac{N-1}{F(N-F)} \cdot \sum_1^r{}_i \frac{f_i (n_i - f_i)}{n_i - 1}} \qquad (80)$$

in which:

N is the total of the observations

F indicate how many times a given phenomenon has been verified.

n_i » the number of the observations of the i^{th} ($i = 1, 2, \ldots r$) group of observations.

f_i indicate how many times the given phenomenon has been verified in the i^{th} group.

The particular case of $n_i = n$ is especially suited to put in evidence the relation between the theory of the connection and that of the *dispersion.*

Let us consider that index of dispersion which is well known as *divergency coefficient*, that is:

$$Q = \frac{^2S}{^2s}$$

in which

$$^2S = \sqrt{\frac{1}{r} \sum_1^r{}_i \left(\frac{f_i}{n} - p\right)^2}$$

$$^2s = \sqrt{\frac{r\,p\,(1-p)}{N}}$$

being ^2S the effective value of the quadratic mean deviation of the r frequency ratios $\frac{f_i}{n}$ from the probability p of the considered phenomenon and ^2s the probable value of ^2S in the hypothesis of distribution according to the theory of the probability that is of the constancy of the probability and its independency from the frequency of each observation.

p being unknown let us consider the ratio

$$\frac{F}{N} = \frac{1}{r} \sum_{1}^{r}{}_i \frac{f_i}{n}$$

that is the relative frequency of the phenomenon in the total of observations.

In the case of r infinite the above ratio could be taken as the value of p. Since r is a finite quantity, still taking for p the value $\frac{F}{N}$ we shall have to introduce in the expression of ${}^2S$ a coefficient of correction $\sqrt{\frac{r}{r-1}}$. Thus we shall have

$${}^2S' = \sqrt{\frac{1}{r-1} \sum_{1}^{r}{}_i \left(\frac{f_i}{n} - \frac{F}{N}\right)^2}$$

Analogously

$${}^2s' = \sqrt{\frac{r\,F(N-F)}{N^2(N-1)}}$$

and therefore

$$Q' = \sqrt{\frac{N^2(N-1) \sum_{1}^{r}{}_i \left(\frac{f_i}{n} - \frac{F}{N}\right)^2}{F(N-F)\; r\; (r-1)}} \qquad (80')$$

The divergency coefficient increases with $\sqrt{n}$; so values of Q' which are referred to series in which n is not always the same, cannot be compared.

To avoid this inconvenience, it is suggested to take as a measure of dispersion, the so called «physical component of the dispersion»

$$R = \sqrt{\frac{n}{n-1} \cdot \left\{ \left({}^2S\right)^2 - \left({}^2s\right)^2 \right\}}$$

which, putting for ${}^2S$ and ${}^2s$ the above given values ${}^2S'$ and ${}^2s'$, becomes:

$$R = \sqrt{\frac{n}{n-1} \left\{ \frac{1}{r-1} \sum_{1}^{r}{}_i \left(\frac{f_i}{n} - \frac{F}{N}\right)^2 - \frac{r\,F(N-F)}{N^2(N-1)} \right\}}. \qquad (81)$$

It is to be noticed that the maximum of R will be obtained when:

$$n \sum_1^r{}_i \left(\frac{f_i}{n} - \frac{F}{N}\right)^2 = F\left(1 - \frac{F}{N}\right)^2 + \left(N - F\right)\frac{F^2}{N^2} = \frac{F(N-F)}{N}$$

therefore the maximum of R will be

$$R'' = \sqrt{\frac{1}{n-1}\left\{\frac{1}{r-1}\,\frac{F(N-F)}{N} - \frac{F(N-F)}{N(N-1)}\right\}} = \sqrt{\frac{F(N-F)}{(N\text{-}1)(N\text{-}n)}} \quad (82)$$

which may be written also

$$R'' = \sqrt{\left(\frac{1}{4} - K^2\right)\frac{Nr}{(N\text{-}1)(r\text{-}1)}}$$

where K indicates the difference between $\frac{1}{2}$ and $\frac{F}{N}$, and in which we may see that for a given phenomenon, the maximum of R results the lower the more the relative frequency of the phenomenon differs from $\frac{1}{2}$ and is decreasing with $\frac{r}{r-1}$ that is, according to the increasing of the number of the terms of the series. Comparing R to its maximum this inconvenience will disappear. In this regard it is to be noticed that since:

$$\frac{1}{r-1}\sum\left(\frac{f_i}{n} - \frac{F}{N}\right)^2 = \frac{r}{r-1}\,\frac{F(N-F)}{N^2} - \frac{r}{N(r-1)}\sum\frac{f_i(n-f_i)}{n}$$

(81) becomes:

$$R = \sqrt{\frac{1}{n-1}\left\{\frac{F(N-F)}{N}\cdot\frac{N-r}{(r-1)(N-1)} - \frac{1}{n(r-1)}\sum_1^r{}_i\, f_i(n-f_i)\right\}} \quad (83)$$

therefore dividing R by (82) we shall obtain

$$D = \sqrt{1 - \frac{N-1}{F(N-F)}\sum_1^r{}_i\,\frac{f_i(n-f_i)}{n-1}}$$

which, as it easy to see, may be obtained from (80) in the case which we have now considered, that is when $n_i = n$.

Thus we have indicated how the theory of the dispersion may be considered as a particular case of the connection.

In the case where the number of observations for each group is not the same, that is, when n_i is not constant, the determination of Q may be obtained by calculating for ${}^2S$ the deviation from the simple mean of the ratios $\frac{f_i}{n_i}$ that is

$$m = \frac{1}{r} \sum_1^r \frac{f_i}{n_i}$$

so in our case ${}^2S$ becomes

$${}^2S = \sqrt{\frac{1}{r-1} \sum_1^r{}_i \left(\frac{f_i}{n_i} - m\right)}$$

Moreover, for ${}^2s$ is taken the value:

$${}^2s = \sqrt{\frac{N}{N-1} \frac{m(1-m)}{v}}$$

in which $v = \frac{r}{\sum_1^r{}_i \frac{1}{n_i}}$ is the harmonic mean of n_i

Therefore we shall have:

$$Q = \sqrt{\frac{(N-1)\ v \sum_1^r{}_i \left(\frac{f_i}{n_i} - m\right)^2}{N\ m\ (1-m)(r-1)}}$$

It seems however more suitable to take instead of the simple mean m of the ratios $\frac{f_i}{n_i}$ the relative frequency $\frac{F}{N}$ giving to each square deviation of $\frac{f_i}{n_i}$ from this mean, a weight proportional to the number of observations of each group.

Then in our case:

$${}^2S = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_1^r{}_i \ n_i \left(\frac{f_i}{n_i} - \frac{F}{N}\right)^2} \qquad (84)$$

and its probable value is given by:

$${}^2s = \sqrt{\frac{F(N-F)}{N^2} \cdot \frac{r-1}{N-1}} \qquad (84')$$

Thus

$$Q = \frac{{}^2S}{{}^2_S} = \sqrt{\frac{N(N-1)\sum_1^r{}_i\, n_i\left(\frac{f_i}{n_i}-\frac{F}{N}\right)^2}{F(N-F)(r-1)}} \qquad (84'')$$

which in the case of $n_i = n$, constant, will coincide with (80').

In the case where n_i is not constant it will be hard to reach the value of the « physical component of the dispersion » following the method indicated above.

We could obtain the physical component of dispersion from the systematical connection by the following considerations:

Put

$$\varphi = \sqrt{\frac{F(N-F)}{N(N-1)} - \frac{1}{N}\sum_1^r{}_i \frac{f_i(n_i-f_i)}{n_i-1}} \qquad (85)$$

then, considering that:

$$\frac{1}{N}\sum_1^r{}_i\, n_i\left(\frac{f_i}{n_i}-\frac{F}{N}\right)^2 = \frac{F(N-F)}{N^2} - \frac{1}{N}\sum_1^r{}_i \frac{f_i(n_i-f_i)}{n_i}$$

it is to be observed that $\frac{F(N-F)}{N^2}$ is the mean of squares of N deviations from the mean frequency $\frac{F}{N}$ and $\frac{f_i(n_i-f_i)}{n_i^2}$ is the mean of the squares of n_i deviations from $\frac{f_i}{n_i}$. Being N infinite the probable value of $\frac{F(F-N)}{N^2}$ will be $\frac{F(N-F)}{N(N-1)}$ and being n_i infinite the probable value of $\frac{f(_i n_i - f_i)}{n^2{}_i}$ will be $\frac{f_i(n_i-f_i)}{n_i(n_i-1)}$. Therefore φ is the value to be attributed to ${}^2S = \sqrt{\frac{1}{N}\sum_1^r{}_i\, n_i\left(\frac{f_i}{n_i}-\frac{F}{N}\right)^2}$ when the number of observations is infinite.

Since in this case the component of the dispersion, due to chance, vanishs, φ will be the physical component of dispersion.

Now, the maximum of φ is

$$\varphi' = \sqrt{\frac{F(N-F)}{N(N-1)}}$$

therefore, comparing φ to φ' we shall obtain (80) that is, the index of systematical connection.

It is to be noticed, however, that the meaning of systematical connection, differs from that of the « physical component of dispersion ». In fact this one measures the mean square deviation, which may be verified in the case where the number of the groups is infinite remaining the same the number of observations contained in each group, in the connection on the contrary we assume that the number of the groups is constant, the number of observations of each group becoming infinite.

Therefore, the two formulae which give the value of the «physical component of dispersion» in the case of $n_i = n$ cannot coincide, as we may see by confronting (83) with (85), from which we obtain

$$R = \sqrt{\frac{r}{r-1}} \cdot \varphi \qquad (86)$$

The coefficient $\sqrt{\frac{r}{r-1}}$ may be taken also to pass from φ to an approximative value R' of R when n_i is not constant.

Comparing R and φ to their respective maximum the above difference vanishs.

Following (84), (84'), (84'') we have calculated as an application ^2S, ^2s, Q for the three considered cases (see n^r 24) of the distributions of male children born according to combined ages of parents, the age of the father and that of the mother.

We have found respectively :

$$^2S_1 = 0{,}005983 \qquad ^2s_1 = 0{,}003209 \qquad Q_1 = 1{,}86$$
$$^2S_2 = 0{,}002751 \qquad ^2s_2 = 0{,}001140 \qquad Q_2 = 2{,}41$$
$$^2S_3 = 0{,}002265 \qquad ^2s_3 = 0{,}001260 \qquad Q_3 = 2{,}14$$

We have also calculated φ according to (85) for the three cases considered above

$$\varphi_1 = 0{,}00504$$
$$\varphi_2 = 0{,}00279$$
$$\varphi_3 = 0{,}00210$$

Applying (86) to these values, we obtain the approximate value of the « physical component of the dispersion » :

$$R'_1 = 0{,}00509$$
$$R'_2 = 0{,}00299$$
$$R'_3 = 0{,}00227$$

§ VI

26. — *Indices of likeness and attraction.* We have already defined the likeness and attraction indices, which correspond, for disconnected series, to those established for the correlation and homophilia between series of quantitative characters.

Let us, now, consider corresponding formulae and their applications:

a) *Indices of likeness.* Indicate by s the number of modalities of a character A or of another B; by f_{hA}, f_{hB} $(h = 1, 2, \ldots s)$ the number of cases in which h^{th} modality appears in A or respectively in B; by

$$n = \sum_1^s{}_h f_{hA} = \sum_1^s{}_h f_{hB}$$

the total number of the observed cases; put also

$$f_{h\alpha} = n - f_{hA}\,;\; f_{h\beta} = n - f_{hB}$$

moreover, indicate by f_{hAB} the number of cases in which h^{th} modality appears simultaneously in A and B.

Let

$$T_h = \frac{1}{n} f_{hA} \cdot f_{hB} - f_{hAB} \tag{87}$$

then, according to principle α) of concordance which in the considered case is always applicable the *quadratic index of likeness* which corresponds, for disconnected series, to the quadratic index of correlation, will be, *between modalities*:

$${}^2L = -\frac{4\sum_1^s{}_h T_h}{s \cdot n} \tag{87'}$$

between deviations:

$${}^2\lambda = -\frac{2\sum_1^s{}_h T_h}{2n - \frac{1}{n}\sum_1^s{}_h f_{hA}^2 - \frac{1}{n}\sum_1^s{}_h f_{hB}^2} \tag{88}$$

between mutations:

$$^2l = -\frac{\sum_1^s{}_h T_h}{\sqrt{\left(n - \frac{1}{n}\sum_1^s{}_h f_{hA}^2\right)\left(n - \frac{1}{n}\sum_1^s{}_h f_{hB}^2\right)}} \qquad (89)$$

Examples of calculating ^2l may be found in: «La scelta matrimoniale» of Prof. SAVORGNAN (1).

For the city of Buenos-Ayres in 1907-908, e. g, Prof. SAVORGNAN, considering matrimonial combinations and calling ^2l the *index of «homogamy»*, has found that,

$$^2l = 0{,}494$$

Let us now here calculate the corresponding values of ^2L and $^2\lambda$:

According (87'), (88), (89), since in our case

$$s = 7$$
$$n = 20.806$$

$$\sum_1^s{}_h f_{hA} f_{hB} = 108.060.017$$

$$\sum_1^s{}_h f_{hAB} = 12.760$$

$$\sum_1^s{}_h f_{hA}^2 = 107.344.768$$

$$\sum_1^s{}_h f_{hB}^2 = 120.380.868$$

we shall obtain:

$$^2L = 0{,}208$$
$$^2\lambda = 0{,}493$$

It will be observed therefore that within the limits of this investigation ^2l adoptep by Prof. SAVORGNAN appears suitable.

---

(1) F. SAVORGNAN «La scelta Matrimoniale» Biblioteca del *Metron* serie *B* n^r 2. Taddei - Ferrara.

b) *Indices of attraction.* Corresponding to the quadratic index of homophilia, in the case of disconnected series we have the quadratic index of attraction,[1] of which the analytical expression is obtained as follows:

Considering (87) and:

$$T_{1h} = \frac{1}{n} f_{hA}\ f_{hB} - \frac{1}{2}\left(f_{hA} + f_{hB} + \frac{1}{2}\left|\ f_{hA} - f_{hB}\ \right|\right)$$

$$T_{2h} = \frac{1}{n}\left(f_{hA} + f_{h\beta} - \left|f_{hA} - f_{h\beta}\right|\right) - \frac{1}{n} f_{kA}\ f_{h\beta}$$

Then the *quadratic index of attraction* (1) according to principle α) of concordance, which in this case, is applicable, will be:

$$2\iota = \frac{\sum_1^s{}_h\ T_h}{\sum_1^s{}_h\ T_{1h}}$$

or (90)

$$2\iota = -\frac{\sum_1^s{}_h\ T_h}{\sum_1^s{}_h\ T_{2h}}$$

according to the negative or positive sign of the numerator.

As an application of the preceding formulae we wish to calculate the *attraction index* for the same case of matrimonial combinations according to the nationality of both the consorts of the city of Buenos-Ayres in 1907-908, which have been considered calculating the indices of homogamy.

Since in our case, according to the preceding calculations,

$$\sum_1^s{}_h\ T_h = \frac{108.060.017}{20.806} - 12.760 = -\ 7567$$

(1) It is to be remarked that the quadratic index of attraction coincides with the simple index of attraction between modalities and, in the same manner of quadratic indices of homophilia, also the quadratic indices of attraction between deviations and mutations coincide with that between modalities.

and having:

$$\sum_{1}^{s}{}_{h} T_{1h} = \frac{108.060.017}{20.806} - 19.604 + \frac{5.316}{2} = 11.753$$

we shall obtain.

$$^{2}\iota = \frac{7.567}{11.753} = 0,644$$

It is evident that this result must be higher than the corresponding quadratic index of likeness.

In the following Table the indices of homogamy obtained by Prof. SAVORGNAN are confronted with the indices of attraction which we have calculated according (90).

TABLE

Country	Date of the observation	Index	
		of homogamy %	of attraction %
City of Boston	1902 - 1904	59,7	64,9
» » »	1905 - 1907	61,8	67,0
» » Buenos Ayres	1882 - 1886	53,7	66,8
» » »	1907 - 1908	49,4	64,4
District» »	1881 - 1884	55,1	78,9
» » »	1896	48,6	70.1
» » Tucuman	1898	50,2	80,2
» » »	1907	49,5	79,0
City » Budapest	1896 - 1898	51,0	61,1
» » »	1905 - 1906	52,4	57,1
District» Columbia	1896 - 1900	38,2	49,3
City » Montevideo	1907 - 1908	42,3	56,4
Switzerland	1891 - 1900	38,7	42,7

We may notice here with Prof. SAVORGNAN that the first indices show the *tendency* to the homogamy according to the nationality.

Moreover it is to be remarked that, for the countries, for which we have calculated both the indices for two different periods, the index of attraction shows a greater tendency to decrease than does that of the index of homogamy. It would therefore appears that time has gradually produced an approximation of the number of the two sexes according to nationality.

§ VI.

27. — *Relations between series of groups.* In the preceding paragraphs we have considered relations between series of modalities of quantitative or qualitative characters.

I now wish to briefly examine the series of groups of quantities, and for this purpose we will introduce a method contained in another unpublished paper of Prof. GINI.

Speaking of relations between series of groups of quantites, we have e. g. to discover how to measure the likeness between intensities of a character in the parents, and intensities of the same character in the offspring, or the concordance between prices of a commodity in several cities of a country, and those of several cities of another country, or the concordance between the annual prices of n commodities in two different cities, and so on.

In all the cases considered above we have, then, to measure the relations between series of groups of quantities.

These relations may be distinguished in two different types (α) and (β) whether it is possible or not to reduce them to relations between series of quantities.

In fact, it may happen - type (α) - that each group is composed of a given number, the same for all groups, of heterogeneous quantities to each one of which corresponds a homogeneous quantity of the other group. If, e. g., we consider the concordance between annual prices of n commodities in two different cities, each group is composed of n quantities which measure the prices of n different commodities in a city in an established year. For all groups, in the successive years, the number of commodities will be

the same and the price of a commodity of a city may be confronted only with the price of the same commodity in the same year in the other city. Therefore, to determine the relations between series of prices of several commodities in two cities we have to measure successively the relations between each commodity in the two cities and then calculate a mean of the n measurements so obtained.

In similar cases the measurement of the relations between series of groups of n quantities is reduced to the measurement of n relations between series of singular quantities.

It may happen - type (β) - on the contrary, that the groups between which we have to measure statistical relations are composed of a number of homogeneous quantities, each of which may be confronted indifferently with any of the corresponding group of the other series.

If e. g. we consider, with reference to stature, the likeness between parents and sons, we may notice that the groups of a series are all composed of two quantities which measure the stature of the parents ; the groups of the other series result composed of a different number of quantities according to the number of sons. Then the stature of each son may be compared indifferently with that of each parent ; therefore to measure the likeness between parents and sons, it will be convenient to compare the stature of each son with that of each parent. Generally, when in similar cases we intend to measure the relation between series of groups, it is understood that we wish to measure the relation between quantities, which belong to corresponding groups, by forming every possible pair. The relations between series of such groups therefore cannot be reduced to successive measurements of relations between series of single quantities.

28. — *Indices of correlation between series of groups.* - Let us consider here series of groups of type (β) that is the relations of which cannot be reduced to relations of single quantities. Indicate by:

$$a_i \ (i = 1, 2, \ldots . n)$$

the number of intensities of a character A, which belongs to i^{th} group of a series of groups; by

$$b_i \ (i = 1, 2, \ldots . n)$$

the number of intensities of another character B, which belongs to the group which corresponds to i^{th} group considered above.
Indicate by

$$l_{aik} \quad (k = 1, 2, \ldots . a_i)$$

the deviation of an intensity of i^{th} group from the arithmetical mean of the intensities of A;
by

$$l_{bih} \quad (h = 1, 2, \ldots . b_i)$$

the analogous deviation with reference to B;
by

$$D_A \ , \ D_B$$

the differences between the weighted mean of the intensities of A, respectively of B, and the weighted mean of the intensities of A and B taken together: each intensity of A which belongs to i^{th} group, having the weight b_i, , each intensity of B the weight a_i. Then the quadratic indices of correlation between groups of intensities, respectively deviations, variations, will be:

$$^2R = \frac{2 \sum_1^n{}_i \sum_1^{a_i}{}_k \sum_1^{b_i}{}_h l_{aik}\, l_{bih}}{\sum_1^n{}_i \sum_1^{a_i}{}_k b_i l_{aik}^2 + \sum_1^n{}_i \sum_1^{b_i}{}_h a_i l_{bih}^2 + \frac{1}{2} \sum_1^n{}_i a_i b_i \left(D_A^2 + D_B^2 \right)} \tag{91}$$

$$^2\varrho = \frac{2 \sum_1^n{}_i \sum_1^{a_i}{}_k \sum_1^{b_i}{}_h l_{aik}\, l_{bih}}{\sum_1^n{}_i \sum_1^{a_i}{}_h b_i\, l_{aik}^2 + \sum_1^n{}_i \sum_1^{b_i}{}_k a_i\, l_{bih}^2} \tag{92}$$

$$^2\varrho' = \frac{\sum_1^n{}_i \sum_1^{a_i}{}_k \sum_1^{b_i}{}_h l_{aik}\, l_{bih}}{\sqrt{\left(\sum_1^n{}_i \sum_1^{a_i}{}_k b_i\, l_{aik}^2 \right) \cdot \left(\sum_1^n{}_i \sum_1^{b_i}{}_h a_i\, l_{bih}^2 \right)}} \tag{93}$$

29. — *Correlation between series of groups of index-numbers of cost of living in Italy.* As an application of the proposed method of calculating the relations between series of groups which cannot be reduced to a relation of single quantities we wish find out here the indices of correlation between:

1.^{0} the index-numbers of cost of living in eight cities of North-Italy and four cities of Middle-Italy.

2.^{0} the index-numbers of cost of living in eight cities of North-Italy and two cities of South-Italy.

3.^{0} the index-numbers of cost of living in four cities of Middle-Italy and two cities of South-Italy.

during the 30 months from July 1920 - to December 1922.

Data have been taken from the « Bollettino dell' Ufficio Municipale del Lavoro » of the city of Rome and refer:

for North-Italy to the cities of Milan, Venice, Triest, Genua, Turin, Verona, Como, Mantua;

for Middle-Italy to the cities of Rome, Lucca, Perugia, Florence.

for South-Italy to the cities of Bari and Messina.

We have to apply formulae (91), (92), (93) to obtain respectively the correlation indices between modalites, deviations and variations.

Let us consider firstly the correlation between the index-numbers of cost of living of North and Middle Italy.

In this case

$$i = 1, 2, \ldots . 30$$
$$a_i = 8$$
$$b_i = 4$$

The arithmetical mean of the index-numbers of North-Italy will be:

$$N = 114{,}20$$

of Middle Italy

$$M = 109{,}75$$

Let us now determine the deviations from N of each index number of each city of North-Italy, and the deviations from M of each index-number of each city of Middle-Italy.

Then make the total of deviations from N for each one of the 30 months under consideration moreover, multiply each of the totals so obtained by corresponding deviations from M; finally summing up the products so obtained we shall have the numerator of (91) that is:

$$2\sum_{1}^{n}{}_{i}\sum_{1}^{a_i}{}_{k}\sum_{1}^{b_i}{}_{h} l_{a_i k}\, l_{b_i h} = 2\sum_{1}^{30}{}_{i}\sum_{1}^{4}{}_{h} l_{b_i h}\sum_{1}^{8}{}_{k} l_{a_i k} = 2\times 31.008 = 62.016.$$

To calculate the denominator of (91) we have:

1.^{0} to determine the squares of the deviations from M and from N; make separately the sums of these squares, and multiply the first by b_i that is by 4, and the second one by a_i that is by 8.

2.^{0} to determine D_A^2 and D_B^2. It will be easy to see that in our case:

$$D_A^2 = D_B^2 = \left(N - \frac{N+M}{2}\right)^2 = \left(M - \frac{N+M}{2}\right)^2 = 4{,}93$$

Then, since it is:

$$\sum_{1}^{n}{}_{i}\sum_{1}^{a_i}{}_{k} b_i\, l_{a_i k}^2 = 4\times 12.529 = 50.119$$

$$\sum_{1}^{n}{}_{i}\sum_{1}^{b_i}{}_{k} a_i\, l_{b_i h}^2 = 8\times 7.824 = 62.592$$

$$\frac{1}{2}\sum_{1}^{n}{}_{i} a_i\, b_i \left(D_A^2 + D_B^2\right) = 4.93\times 4\times 8\times 30 = 472.380$$

the required denominator will be

$$50.116 + 62.592 + 4.734 = 113.442$$

Therefore, in our case, according to (91), (92), (93):

$$^2R = \frac{62.016}{117.442} = 0{,}53, \text{ that is, } 53\ \%$$

$$^2\varrho = \frac{62.016}{112.708} = 0{,}55, \text{ that is, } 55\ \%$$

$$^2r = \frac{31.008}{\sqrt{50.116 \times 62.592}} = 0{,}55, \text{ that is, } 55\ \%$$

By the same method we have obtained for the correlation indices between North and South Italy:

$$^2R = 0{,}57 \text{ that is } 57\ \%$$
$$^2C = 0{,}59 \text{ » » } 59\ \%$$
$$^2r = 0.59 \text{ » » } 59\ \%$$

for the correlation indices between Middle and South Italy:

$$^2R = 0{,}62 \text{ that is } 62\ \%$$
$$^2C = 0{,}62 \text{ » » } 62\ \%$$
$$^2r = 0{,}62 \text{ » » } 62\ \%.$$

As we see in each considered case ^2R, $^2\varrho$, ^2r reach approximately the same value.

It is to be remarked, from the point of view of economy, the close correlation between considered groups of index-numbers (their deviations and variations) of the cost of living in North, Middle, South Italy notwithstanding the different industry, agriculture, trade conditions of these regions of the Kingdom.

30. — In our introduction we have rapidly summarized the theory of the statistical relations between rectilinear and disconnected series. Let us, now by Parts I. and II. of this work consider the statistical relations betwen cyclical series.

I Part.

§ 1.

1. — *Features of cyclical series* - According to nr 1 of the Introduction cyclical series are those in which, although the modalities are disposed according to a natural order of succession, we cannot find two modalities that may be considered — without an arbitrary assumption — as the first and, respectively, the last one of the succession.

Examples of cyclical series are: the distributions of weddings according to the days of the week; of the births according to the months of the year; the compass card; the frequencies of the precipitation during the hours of the day; the agricultural rotations and so on.

Let us indicate by

$$M_1 , M_2 , \ldots M_n \qquad (1)$$

the n modalities of a cyclical series. As we may distribute these elements upon a circumference, it is immaterial which modality commences the series. The order of succession may be indifferently considered according to a given direction, or to the contrary one (e. g. according to the clockurse or anti-clockurse); then each modality will have two contiguous modalities: the preceding and the successive one.

Put

$$M_r - M_{r\pm 1} = 1 \qquad (2)$$

According to the direction of the order of succession, we shall obtain two different values of differences between two modalities whatever:

We agree to choose in any case the smaller one.
Then, n being even, we shall have for each modality:

$$\frac{n}{2} - 1 \qquad (3)$$

pairs of *equidistant* modalities and only an opposite one, which presents the greatest distance $\frac{n}{2}$.

Let, instead, n be odd, then, we shall have for each modality:

$$\frac{n-1}{2} \tag{4}$$

pairs of *equidistant* modalities and that pair which presents the largest distance, will be considered as *opposite.*

Indicate by F_i and φ_i the respective frequencies of the modalities of two series C_1 and C_2.

If

$$\sum_1^n{}_i \, F_i = \sum_1^n{}_i \, \varphi_i = K \tag{5}$$

we shall have also:

$$\sum_1^t{}_i \, (F_{ri} - \varphi_{ri}) = \sum_{t+1}^n{}_i \, (\varphi_{ri} - F_{ri}) \tag{6}$$

in which, indicating by $r_1, r_2 \ldots r_t, r_{t+1} \ldots r_n$ a permutation of 1, 2, ... n, the first sum contains the positive differences between F_i and φ_i and the second one those between φ_i and F_i.

2. — *Correspondency between modalities of two cyclical series.*

Let us consider the following table in which x_{rs} indicate the frequency of the combination between two modalities r and s of C_1 and C_2.

Modalities	M_1	M_2	. . . . .	M_n	Totals
M_1	x_{11}	x_{12}	. . . . .	x_{1n}	F_1
M_2	x_{21}	x_{22}	. . . . .	x_{2n}	F_2
.	.	.	. . . . .	.	.
.	.	.	. . . . .	.	.
.	.	.	. . . . .	.	.
.	.	.	. . . . .	.	.
M_n	x_{n1}	x_{n2}	. . . . .	x_{nn}	F_n
Totals	φ_1	φ_2	. . . . .	φ_n	K_p

(T)

Assume n to be even.

It is easy to see that $x_{11}, x_{22}, \ldots . x_{nn}$, viz the values which may be found along the principal diagonal, represent frequencies of combinations between equal modalities; $x_{12}, x_{23}, \ldots . x_{n-1,n}$ and $x_{21}, x_{32} \ldots . x_{n,n-1}$ disposed according to the parallel-lines next to the said diagonal, will represent frequencies of combination between modalities which differ by a unit; $x_{13}, x_{24} \ldots . x_{n-2n}$ and $x_{31}, x_{42} \ldots . x_{n,n-2}$ disposed according to the parallel-lines next to the preceding ones, represent frequencies of combination between modalities which differ by 2 units; and so on. The difference will increase by a unit till we shall arrive to $\frac{n}{2}$ couples of parallels; after that it will decrease so that we reach the extrem of the other diagonal, viz x_{1n}, $x_{n,1}$ which represent again frequencies of combinations between modalities that differ from each other by a unit.

By the x_{rs} values of the preceding table we may establish a system of 2 n equations, in which the first column of terms offers frequencies of combinations between equal modalities, the second and the third ones considered together, frequencies of combinations between modalities which differ from each other by a unit, and so on; the last column frequencies of combination which differ from each other by $\frac{n}{2}$ units.

Frequencies of combinations
between modalities which differ from each other by units:

$$\begin{array}{cccccccccc}
\overbrace{}^{0} & & \overbrace{}^{1} & & & \overbrace{}^{2} & & & & \overbrace{}^{\frac{n}{2}} \\
x_{11} & + & x_{12} + x_{1n} & + & & x_{13} + x_{1,n-1} & \ldots . & + & x_{1,\frac{n}{2}+1} & = F_1 \\
x_{11} & + & x_{21} + x_{n1} & + & & x_{31} + x_{n-1,1} & \ldots . & + & x_{\frac{n}{2}+1,1} & = \varphi_1 \\
\cdot & \cdot & \cdot \cdot \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \cdot \cdot & \cdot \cdot \cdot & \cdot & \cdot \cdot \cdot & \cdot \\
\cdot & \cdot & \cdot \cdot \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \cdot \cdot & \cdot \cdot \cdot & \cdot & \cdot \cdot \cdot & \cdot \\
x_{nn} & + & x_{n1} + x_{n,n-1} & + & & x_{n2} + x_{n,n-2} & \ldots . & + & x_{n,\frac{n}{2}} & = F_n \\
x_{nn} & + & x_{1n} + x_{n-1,n} & + & & x_{2n} + x_{n-2,n} & \ldots . & + & x_{\frac{n}{2},n} & = \varphi_n
\end{array} \qquad (E)$$

In case where n is odd we shall proceed analogously. In place of the system (E) we shall obtain a system, which we shall indicate by (E'), in which the first column will contain frequencies of combinations of equal modalities; the 2^d and 3^d, considered together, frequencies of combinations of modalities, which differ from each other by a unit, and so on ... the last but one and the last, considered together, frequencies of combinations of modalities, which differ from each other by $\frac{n-1}{2}$ units.

Consider the case where n is even.

By the above said equations we may determine $2n$ of n^2 values of x_{rs} in function of the remaining ones and F_i and φ_i.

Thus, e. g. we shall have:

$$x_{rr} = F_r - x_{r1} - x_{r2} - \dots - x_{r,r-1} - x_{r,r+1} - \dots x_{rn} \qquad (6^{I})$$

or

$$x_{rr} = \varphi_r - x_{1r} - x_{2r} - \dots - x_{r-1,r} - x_{r+1,r} - \dots x_{nr} \qquad (6^{II})$$

Beside, respectively:

$$x_{tr} = \varphi_r - F_r + x_{r1} + x_{r2} + \dots + x_{rn} - x_{1r} - x_{2r} - \dots x_{t-1,r} - x_{t+1,r} - \\ - \dots x_{r-1,r} - x_{r+1,r} - \dots x_{nr} \qquad (6^{III})$$

or

$$x_{tr} = F_t - \varphi_t + x_{1t} + x_{2t} + \dots + x_{nt} - x_{t1} - x_{t2} - \dots x_{t,r-1} - x_{t,r+1} - \\ - \dots x_{t,t-1} - x_{t,t+1} - \dots x_{tn} \qquad (6^{IV})$$

and

$$x_{rt} = F_r - \varphi_r + x_{1r} + x_{2r} + \dots + x_{nr} - x_{r1} - x_{r2} - \dots x_{r,t-1} - x_{r,t+1} - \\ - \dots x_{r,r-1} - x_{r,r+1} - \dots x_{rn} \qquad (6^{V})$$

or

$$x_{rt} = \varphi_t - F_t + x_{t1} + x_{t2} + \dots + x_{tn} - x_{1t} - x_{2t} - \dots x_{r-1,t} - x_{r+1,t} - \\ - \dots x_{t-1,t} - x_{t+1,t} - \dots x_{nt} \qquad (6^{VI})$$

The $(n^2 - 2n)$ values of x_{rs} which are applied to determine the above mentioned $2n$ functions may be considered as known quantities, which take different values according to particular hypothesis. In short, we call these x_{rs} *independent.*

Call $2f_0$, $2f_1$, ..., $2f_{\frac{n}{2}}$ the sum of the values of the first column, respectively, of the successive pairs of columns of the sy-

stem (E). We shall obtain:

$$2 f_o + 2f_1 + \ldots\ldots + 2 f_{\frac{n}{2}} = 2 K_p \qquad (7)$$

that is:

$$f_o + f_1 + f_2 + \ldots\ldots + f_{\frac{n}{2}} = K_p \qquad (8)$$

The sum of the differences between corresponding modalites according to (T) for C_1 and C_2, will be then:

$$S_p = f_o \times 0 + f_1 \times 1 + \ldots + f_{\frac{n}{2}} \times \frac{n}{2} \qquad (9)$$

Considering the system (E') analogous to (E) in the case of n odd: Indicate by $2g_n$, $2g_1$, $2g_2 \ldots 2g_{\frac{n-1}{2}}$ the sum of the 1st column of the system, the sum of the 2^d and 3^d, ... that of the penultimate and the last one, then we may write:

$$g_o + g_1 + g_2 + \ldots + g_{\frac{n-1}{2}} = K_d \qquad (8')$$

and the sum of the differences between corresponding modalities will be represented by:

$$S_d = g_o \times 0 + g_1 \times 1 + \ldots + g_{\frac{n-1}{2}} \times \frac{n-1}{2} \qquad (9')$$

We have now to determine the minimum and the maximum of (9) and (9').

3. — *Minimum and maximum of the sum of the absolute values of the differences and of the squares of the differences between corresponding modalities of two cyclical series.*

Consider n even; analogously we shall proceed in the case where n is odd.

Let us determine first the *minimum* of (9), that is, the minimum of the sum of differences between corresponding modalities of two cyclical series C_1, C_2.

For this purpose let us calculate the successive minimums of (8), beginning with the last on the right. Let $_mf_i$ = the minimum so obtained of f_i.

According to (8) we shall always have:

$$_mf_o + {}_mf_1 + \ldots + {}_mf_i + \ldots + {}_mf_{\frac{n}{2}} = K_p \qquad (9'')$$

and (9) becomes

$$_mS_p = {}_mf_o \times 0 + {}_mf_1 \times 1 + \ldots + {}_mf_i \times i + \ldots + {}_mf_{\frac{n}{2}} \times \frac{n}{2}. \quad (9''')$$

I wish to demostrate that $_mS_p$ is our required minimum.

As we know x_{rs}, f_i, $_mf_i$ may be only $\geqq 0$. We know, also, that f_i, $_mf_i$ vary according to x_{rs}; then, if in (9'') does not vary $_mf_{i+l}$ $(l = 1,2 \ldots \frac{n}{2} - i)$, it is evident that any variation of x_{rs} cannot determine a decrease in $_mf_i$.

We have, then, to consider only the case where, x_{rs} being contained in $_mf_i$, an increase in x_{rs} determines an increase in $_mf_i$ without modifying te therms of (9'') to the right of $_mf_i$.

We shall verify, consequently, some variations in the terms of (9'') to the left of $_mf_i$. Call $_mS'_p$ the value of (9''') when in place of terms $_mf_o$, $_mf_1$, ... $_mf_i$ we put the new values.

I wish to demonstrate that:

$$_mS'_p \geqq {}_mS_p.$$

Considering Table (T), we may notice that an increase in x_{rs} produces a decrease of the same entity both in $x_{r,s-t}$ and $x_{r-t_1,s}$, that is, a decrease in the same row and in the same column to which x_{rs} belongs. Therefore if ε is the increase given to x_{rs} we shall have:

$$x_{rs} + \varepsilon$$

$$x_{r,s-t} - \varepsilon \qquad\qquad x_{r-t1,s} - \varepsilon$$

But, to a decrease in $x_{r,s-t}$ will correspond an increase in $(s\text{-}t)^{th}$ column and to a decrease of $x_{r-t_1,s}$ will correspond an increase in $(r\text{-}t)^{th}$ row.

In the most simple case, let be $x_{r-t_1,s-t}$ the term where the above increases coincide, that is, let us consider the following quantities:

$$x_{rs} + \varepsilon$$

$$x_{r,s-t} - \varepsilon \qquad\qquad x_{r-t_1,s} - \varepsilon$$

$$x_{r-t_1,s-t} + \varepsilon$$

and assume, first, that all belong, e. g. to the part of Table (T) to the right of principal diagonal.

Then, if x_{rs} is contained in ${}_mf_i$ it means that in $(9''')$, x_{rs} will be multiplied by i and, therefore, increasing x_{rs} to $x_{rs}+\varepsilon$ we shall obtain in $(9''')$ an increase $\varepsilon \times i$. On the other side, we notice that, decreasing $x_{r,s-t}$ and $x_{r-t_1,s}$ respectively to $x_{r,s-t}-\varepsilon$ and $x_{r-t_1,s}-\varepsilon$ we shall obtain in $(9''')$ a decrease, respectively, $\varepsilon \times (i-t)$ and $\varepsilon \times (i-t_1)$. Finally the increase $x_{r-t_1,s-t}+\varepsilon$ will determine in $(9''')$ an increase $\varepsilon \times (i-t_1-t)$.

Therefore, summing separately, we have in $(9''')$ an increase

$$\varepsilon \cdot i - \varepsilon\,(i-t_1-t)$$

and a decrease

$$\varepsilon\,(i-t) + \varepsilon\,(i-t_1)$$

that is, in conclusion, increasing x_{rs} in ${}_mf_i$, in the case under consideration, it does not modify the value of ${}_mS_p$, that is,

$${}_mS'_p = {}_mS_p\,.$$

Let us, now, consider the case in which to an increase in x_{rs} contained, e. g. in the part of Table (T) to the right of the principal diagonal, corresponds a decrease in $x_{r,s-t}$ and $x_{r-t_1,s}$ both situated to the left of the said diagonal. Since x_{rs} belongs to ${}_mf_i$, in our case, $x_{r,s-t}$ will belong to ${}_mf_{t-i}$ and $x_{r-t_1,s}$ to ${}_mf_{t_1-i}$. Therefore, increasing x_{rs}, still considering the most simple case:

$$x_{rs}+\varepsilon$$

$$x_{r,s-t}-\varepsilon \qquad\qquad x_{r-t_1,s}-\varepsilon$$

$$x_{r-t_1,s-t}+\varepsilon$$

where $x_{r-t_1,s-t}$ will belong to ${}_mf_{t+t_1-i}$, we shall obtain in $(9''')$ an increase

$$\varepsilon \cdot i + \varepsilon\,(t+t_1-i) = \varepsilon\,(t+t_1)$$

and a decrease

$$\varepsilon\,(t-i) + \varepsilon\,(t_1-i) = \varepsilon\,(t+t_1+2\,i)$$

that is, in our case,

$${}_mS'_p > {}_mS_p$$

Consider, finally, the case in which to an increase in x_{rs}, contained in the part of Table (T) to the right of the principal diagonal, corresponds a decrease in $x_{r,s-t}$ situated to the left and in $x_{r-t_1,s}$ to the right of the said diagonal.

Consequently, we have to notice, first of all, that $t > t_1$. Still considering:

$$\begin{array}{ccc} & x_{rs} + \varepsilon & \\ x_{r,s-t} - \varepsilon & & x_{r-t_1,s} - \varepsilon \\ & x_{r-t_1,s-t} + \varepsilon & \end{array}$$

if x_{rs} belongs to ${}_mf_i$ of $(9''')$, in our case,

$$\begin{array}{lllll} x_{r,s-t} & \text{will} & \text{belong} & \text{to} & {}_mf_{t-i} \\ x_{r-t_1,s} & \text{»} & \text{»} & \text{»} & {}_mf_{i-t_1} \\ x_{r-t_1,s-t} & \text{»} & \text{»} & \text{»} & {}_mf_{t-i+t_1} \end{array}$$

Therefore, increasing x_{rs} we shall in $(9''')$ obtain an increase

$$\varepsilon\ i + \varepsilon\ (t - i + t_1) = \varepsilon\ (t + t_1)$$

and a decrease

$$\varepsilon\ (t - i) + \varepsilon\ (i - t_1) = \varepsilon\ (t - t_1)$$

that is, in our case, again

$${}_mS'_p > {}_mS_p\,,$$

Let us now consider in general:

$$\begin{array}{cc} & x_{rs} + \varepsilon \\ x_{r,s-t} - \varepsilon & x_{r-t_1,s} - \varepsilon \\ x_{r-t_2,s-t} + \varepsilon & x_{r-t_1,s-t_2} + \varepsilon \\ \cdots & \cdots \\ \cdots & \cdots \\ \cdots & \cdots \\ \cdots & \cdots \\ & x_{uv} \pm \varepsilon \end{array}$$

where x_{uv} is the first term in which the decrease or increase of the preceding terms coincide and where, therefore, we have to take the sign $+$ *or* $-$ according to that decrease or increase of the said terms.

We may see that the relations given above may be reduced to the following which are self - explanatory :

$$x_{rs} + \varepsilon$$

$$x_{r,s-t} - \varepsilon \qquad\qquad x_{r-t,s} - \varepsilon$$

$$x_{r-t_1,s-t} + \varepsilon$$

$$x_{r-t_1,s-t} - \varepsilon$$

$$x_{r-t_2,s-t} + \varepsilon \qquad\qquad x_{r-t_1,s-t_3} + \varepsilon$$

$$x_{r-t_2,s-t_3} - \varepsilon$$

$$x_{r-t_2,s-t_3} + \varepsilon$$

$$\cdot\cdot \qquad\qquad \cdot\cdot$$

$$\cdot\cdot$$

$$\cdot\cdot \qquad\qquad \cdot\cdot$$

$$x_{uv} \pm \varepsilon$$

Here then we have to consider only successive relations between four terms, that is, of type which we have already analyzed.

Therefore, also in the general case, it will be

$$_mS'_p \geqq {}_mS_p$$

After that it will be easy to conclude that any value of f_i in (8) will give for (9) a higher, or almost equal, value to that which may be obtained from (9''').

Therefore we shall conclude that:

The minimum of the sum of the differences between corresponding modalities of two cyclical series will be obtained by :

1° determining the successive minima of the sum of the differences between opposite modalities, of those which differ each other by $\frac{n}{2} - 1$ units, by $\frac{n}{2} - 2$ units and so on;

2° multiplying the minima so obtained respectively, by $\frac{n}{2}$, $\frac{n}{2} - 1, \ldots 2, 1, 0$ and finding the sum of these products.

Besides, to determine the *minimum of the sum of the squares of the differences between corresponding modalities of two cyclical series* we have to calculate the above minima and then multiply them, respectively, by $\left(\frac{n}{2}\right)^2, \left(\frac{n}{2} - 1\right)^2 \ldots 4, 1, 0$, and find the sum of these products.

By an analogous method we may demonstrate that, calculating the successive maximums of f_i in (8) beginning with the last on the right and being $_Mf_i$ the so obtained maximums and therefore:

$$_MF_o + {}_MF_1 + {}_MF_2 + \ldots + {}_MF_i + \ldots + {}_MF_{\frac{n}{2}} = K_p \qquad (10)$$

the maximum of (9) will be:

$$_MS_p = {}_MF_o \times 0 + {}_MF_1 \times 1 + {}_MF_2 \times 2 + \ldots + {}_MF_i \times i + \ldots + {}_MF_{\frac{n}{2}} \times \frac{n}{2} \qquad (10')$$

Therefore, *the maximum of the sum of the differences between corresponding modalities of two cyclical series*, will be obtained by:

1° determining the successive maximums of the sum of the differences between opposite modalities, between those which differ from each other by $\frac{n}{2} - 1$ units, by $\frac{n}{2} - 2$ units and so on;

2° multiplying the maximums, so obtained respectively, by $\frac{n}{2}, \frac{n}{2} - 1 \ldots 2, 1, 0$ and finding the sum of these products.

Beside it is evident that the *maximum of the sum of the squares of the differences between corresponding modalities of two cyclical series*, will be obtained by:

1° determining the successive maximums, as above, of the differences between opposite modalities, and those which differ from each other by $\frac{n}{2} - 1, \frac{n}{2} - 2$ units, and so on;

2° multiplying the maximums, so obtained respectively, by $\left(\frac{n}{2}\right)^2, \left(\frac{n}{2} - 1\right)^2 \ldots . 4, 1, 0$ and summing up these products.

We shall have occasion to consider particularly the maximums here obtained when speaking of the concordance of the cyclical series. Therefore we confine ourselves here to the practical determination of (9‴) that is of the minimum of the sum of the differences between corresponding modalities of two cyclical series; since the calculation of the minimum of the sum of the squares of the said differences, is a pure matter of substituting in (9‴) to the succession of the natural numbers that one of its squares.

4. — *Practical determination of the minimum of the sum of corresponding differences between modalities of two cyclical series.* - As we have already pointed out, the required minimum is given by (9''). How is it to be determined it?

According to (9'') we may write:

$$ {}_{m}f_{o} = K_{p} - \left({}_{m}f_{\frac{n}{2}} + {}_{m}f_{\frac{n}{2}-1} + \ldots + {}_{m}f_{i} + \ldots + {}_{m}f_{1} \right) \qquad (11) $$

and it will be easy to see that ${}_{m}f_{o}$ is the maximum of f_{o}. Put

$$ {}_{m}f_{o} = {}_{M}f_{o} $$

then we may, first of all, conclude that to obtain the minimum of (9) it will be convenient to calculate first the *maximum* ${}_{M}f_{o}$ of f_{o} that is, the maximum of the sum of the differences between equal modalities of the given series C_1 C_2. This maximum is obtained by adding up the frequencies which appear as subtrahends in the said differences.

Thus, considering (6) the maximum of f_{o} will be

$$ {}_{M}f_{o} = \sum_{1}^{t}{}_{i} \varphi_{ri} - \sum_{t+1}^{n}{}_{i} F_{ri} \qquad (12) $$

We may also conclude, that all the x_{rs} which we have called independent and which determine x_{rr} in the case of ${}_{M}f_{o}$ will vanish.

After that to pratically calculate the ${}_{m}f_{i}$ values of (9'') we may follow the method indicated here: calculate first (12) then, eliminating the equal modalities of C_1 and C_2, we shall obtain two other series C_1', C_2' for which it is available (6) as (5) was available for the original ones. Let us determine the *maximum* ${}_{M}f_{1}$ of the sum of the differences between the modalities of C_1', C_2' that differ from each other by a unit. Eliminate then these modalities and we shall obtain two other cyclical series C_1'' C_2'' etc.

Finally we shall obtain

$$ {}_{M}f_{o} + {}_{M}f_{1} \ldots\ldots + {}_{M}f_{t} = K_{p} \qquad (13) $$

in which t may reach also the value $\frac{n}{2}$.

Let be

$$ t < \frac{n}{2} \qquad (14) $$

it will be

$$_{M}f_{t+1} = 0,\ _{M}f_{t+2} = 0 \ldots\ldots {}_{M}f_{\frac{n}{2}} = 0 \qquad (15)$$

Since x_{rs} and f_i cannot be negative, (15) will be the minima of $_{m}f_i$ for $i > t$.

Moreover, it is easy to see that to immediatly obtain the minimum $_{m}f_t$ we wanted, we shall have only to calculate the minimum of $_{M}f_t$.

In the same way it is possible to calculate successively $_{m}f_{t-1}$, $_{m}f_{t-2} \ldots\ldots {}_{m}f_1$.

We will offer numerous applications of the above method in which its different aspects may be considered. Let us, first, determine the indices of dissimilarity between cyclical series.

5. — *Indices of dissimilarity between cyclical series.*

a) *Simple index of dissimilarity.* By the preceding number we gave the method of extending also to the cyclical series the meaning of dissimilarity upon which lies, according to principles summarized in the introduction, the theory of the statistical relations between seriation and rectilinear or disconnected series.

For the simple index of dissimilarity between two cyclical series we have evidently to calculate $_{m}S_p$ or$_{m}$ S_d values of (9) or respectively (9[1]) accordingly n is even or odd, that is:

$$_{m}S_p = {}_{M}f_o \times 0 + {}_{m}f_1 \times 1 + \ldots\ldots + {}_{m}f_t \times t \qquad (16)$$

$$_{m}S_d = {}_{M}g_o \times 0 + {}_{m}g_1 \times 1 + \ldots\ldots \times {}_{m}g_t \times t \qquad (16^1)$$

the t^{th} being the last significant value of $_{m}f_i$ or $_{m}g_i$ ($i = 0, 1, 2, \ldots \frac{n}{2}$ if n is even; $i = 0, 1, 2, \ldots \frac{n-1}{2}$ if n is odd) The arithmetical mean of $_{m}S_p$ or $_{m}S_d$ will be the simple index of dissimilarity between the two given series, that is:

$$D_p = \frac{_{m}S_p}{K_p} \qquad (17)$$

or

$$D_d = \frac{_{m}S_d}{K_d} \qquad 17^1)$$

according to the case in which the number of modalities of the considered series is even or odd, K_p, K_d being, respectively, the total of the modalities of C_1 and C_2.

b) *Quadratic index of dissimilarity.* It is evident that we shall have to calculate:

$$ {}_m{}^2S_p = {}_mf_0 \times 0 + {}_mf_1 \times 1 + {}_mf_2 \times 4 + \ldots {}_mf_t \times t^2 $$

$$ {}_m{}^2S_d = {}_ng_0 \times 0 + {}_mg_1 \times 1 + {}_mg_2 \times 4 + \ldots + {}_mg_t \times t^2 $$

Then

$$ {}^2D_p = \sqrt{\frac{{}_m{}^2S_p}{K_p}} $$

when n is even;

and

$$ {}^2D_d = \sqrt{\frac{{}_m{}^2S_d}{K_d}} $$

when n is odd.

6. — *Cyclical series of three modalities.* - Let us consider, first, the most simple case, that is, the calculation of the index of dissimilarity between two cyclical series each composed of three modalities, since the case of series composed of only two modalities needs no discussion. Take e. g. the birth of the mother and the first son in Rome classified according to groups of four months starting from January:

GROUPS	Birth of the mother	Birth of the 1st son
January - April . . .	1.516	1.411
May - August	1.281	1.407
September - December . .	1.316	1.325
Totals	4.143	4.143

(1) Cfr. further § 2 nr 14.

System (E') becomes:

$$\overbrace{x_{11} + x_{12}}^{f_0} + \overbrace{x_{13}}^{f_1} = 1516$$

$$x_{11} + x_{21} + x_{31} = 1411$$

$$x_{22} + x_{21} + x_{23} = 1281$$

$$x_{22} + x_{12} + x_{32} = 1407$$

$$x_{33} + x_{31} + x_{32} = 1346$$

$$x_{33} + x_{13} + x_{23} = 1325$$

The maximum $_M f_0$ of f_0 that is of

$$x_{11} + x_{22} + x_{33}$$

is given by the values:

$$x_{11} = 1411$$

$$x_{22} = 1281$$

$$x_{33} = 1325$$

being zero:

$$x_{21}, x_{31}, x_{23}, x_{13}.$$

The system will then be reduced to two following equations:

$$x_{12} = 1516 - 1411 = 105$$

$$x_{32} = 1346 - 1325 = 21$$

then, table (T) will be in our case:

	Birth of the mother			Totals
Birth of the 1st son	1411	105	0	1516
	0	1281	0	1281
	0	21	1325	1316
Totals	1411	1407	1325	4143

Our required minimum will be therefore:

$$_mS_d = 105 + 21 = 126$$

and the index of dissimilarity:

$$D_d = \frac{126}{4143} = 0{,}0304$$

7. — *Cyclical series of four modalities* - Let us now consider the birth of the mother and the 1st son in Rome classified according to groups of three months, starting from January. (1)

CLASS	Birth of the mother	Birth of the 1st son
January - March . . .	1.209	1.082
April - June	931	957
July - September . . .	996	1.136
October - December . .	1.007	968
Totals	4.143	4.143

System *(E)* becomes:

$$\overbrace{x_{11}}^{f_0} + \overbrace{x_{12} + x_{14}}^{f_1} + \overbrace{x_{13}}^{f_2} = 1209$$

$$x_{11} + x_{21} + x_{41} + x_{31} = 1082$$

$$x_{22} + x_{21} + x_{23} + x_{24} = 931$$

$$x_{22} + x_{12} + x_{32} + x_{42} = 957$$

$$x_{33} + x_{32} + x_{34} + x_{31} = 996$$

$$x_{33} + x_{23} + x_{43} + x_{13} = 1136$$

$$x_{44} + x_{41} + x_{43} + x_{42} = 1007$$

$$x_{44} + x_{14} + x_{34} + x_{24} = 968$$

The maximum ${}_M f_0$ of f_0 will be given by the following values:

$$x_{11} = 1082; \quad x_{22} = 931$$

$$x_{33} = 996; \quad x_{44} = 968$$

eliminating:

$$x_{21}, x_{41}, x_{31}, x_{23}, x_{24}, x_{32}, x_{34}, x_{14}.$$

System (E) becomes then:

$$\overbrace{x_{12} + x_{13}}^{f_1 \quad f_2} = 1209 - 1082 = 127$$

$$x_{12} + x_{42} = 957 - 931 = 26$$

$$x_{43} + x_{13} = 1136 - 996 = 140$$

$$x_{43} + x_{42} = 1007 - 968 = 39$$

Hence, as it is for ${}_{M}f_1$

$$x_{12} = 26$$

$$x_{43} = 39$$

we shall have:

$$x_{42} = 0$$

therefore:

$${}_{M}f_2 = x_{13} = 127 - 26 = 140 - 39 = 101$$

Thus, as in this case we have evidently:

$${}_{M}f_2 = {}_{m}f_2$$

and

$${}_{M}f_1 = {}_{m}f_1$$

we shall have:

$${}_{m}S_p = 65 + 2 \times 101 = 267$$

and

$$D_p = \frac{267}{4143} = 0{,}0644$$

Still continuing with cyclical series of four modalities, let us consider different aspects under which these series may appear in relation to the calculation of the index of dissimilarity.

Take e. g. the classes of three months of the births of the mother and the second son in Rome:

CLASS	Birth of the mother	Birth of the son
January - March . . .	1.209	1.160
April - June	930	924
July - September . . .	989	1.060
October - December . .	1.007	991
Totals	4.135	4.135

We shall obtain for ${}_{M}f_0$ th following values:

$$x_{11} = 1160; \quad x_{22} = 924$$

$$x_{33} = 989; \quad x_{44} = 991$$

Hence, we have to consider the following system:

$$\overbrace{\phantom{x_{13}}}^{f_1} \quad \overbrace{\phantom{x_{13}}}^{f_2}$$

$$x_{13} = 1209 - 1160 = 49$$

$$x_{23} = 930 - 294 = 6$$

$$x_{23} + x_{43} + x_{13} = 1060 - 989 = 71$$

$$x_{43} = 1007 - 991 = 16$$

Then for $_Mf_1$ we shall obtain:

$$x_{43} = 16; \; x_{23} = 6$$

Therefore:

$$_Mf_2 = x_{13} = 71 - 22 = 49$$

Also in this case we see that:

$$_Mf_2 = {}_mf_2$$

$$_Mf_1 = {}_mf_1$$

Then

$$_mS_p = 22 + 2 \times 49 = 120$$

and

$$D_p = \frac{120}{4135} = 0{,}0290.$$

Take another example of two cyclical series of four modalities and let us consider the births of the mother and 5th son in Rome classified according to groups of three months, starting from January:

CLASS	Birth of the mother	Birth of the 5st son
January - March . . .	507	476
April - June	373	395
July - September . . .	396	376
October - December . .	401	430
Totals	1.677	1.677

We shall obtain for $_{M}f_{o}$ the following values:

$$x_{11} = 476,\ x_{22} = 373;\ x_{33} = 376;\ x_{44} = 401$$

Eliminating:

$$x_{21},\ x_{41},\ x_{31},\ x_{23},$$

$$x_{24},\ x_{43},\ x_{13},\ x_{42},$$

Then we shall have to consider the following system:

$$\overbrace{\phantom{x_{12} + x_{14}}}^{f_1}$$

$$x_{12} + x_{14} = 507 - 476 = 31$$

$$x_{12} + x_{32} = 395 - 373 = 22$$

$$x_{32} + x_{34} = 396 - 376 = 20$$

$$x_{14} + x_{34} = 430 - 401 = 29$$

We may see immediately that $_{M}f_{1}$ will be obtained from:

$$x_{12} + x_{14} = 31$$

$$x_{32} + x_{34} = 20$$

or from

$$x_{12} + x_{32} = 22$$

$$x_{14} + x_{34} = 29$$

and, as $_{M}f_{i} = {}_{m}f_{i}$, we may write:

$${}_{m}S_{p} = 51$$

Hence

$$D_{p} = \frac{51}{1667} = 0{,}0304.$$

We may notice that, in this case, it is us sufficient for us to know the sum $x_{12} + x_{32}$ and $x_{14} + x_{34}$ or $x_{12} + x_{14}$ and $x_{32} + x_{34}$ in

place of the singular values x_{12}, x_{32}, x_{14}, x_{34}. Anyhow it is easy to obtain, by the above equations, inserting e. g.

$$x_{34} = 0$$

the following positive values:

$$x_{32} = 20; \quad x_{14} = 29; \quad x_{12} = 2$$

Table (T), for the different cases considered in this number, will become respectively:

1st case:

	Birth of the mother				Totals
Birth of the 1st son	1082	26	101	0	1209
	0	931	0	0	931
	0	0	996	0	996
	0	0	39	968	1007
Totals	1082	957	1136	968	4143

2d case:

	Birth of the mother				Totals
Birth of the 2d son	1160	0	49	0	1209
	0	924	6	0	930
	0	0	989	0	989
	0	0	16	991	1007
Totals	1160	924	1060	991	4135

3th case:

	Birth of the mother				Totals
Birth of the 5st son	476	2	0	29	507
	0	373	0	0	373
	0	20	376	0	396
	0	0	0	401	401
Totals	476	395	376	430	1677

8. — *Cyclical series of six modalities* - The calculation of the index of dissimilarity, in this case, will be referred to the following system, to which the system (E) will be reduced considering frequencies of cyclical series of six modalities:

$$\underbrace{\quad}_{f_0} \quad \underbrace{\quad}_{f_1} \quad \underbrace{\quad}_{f_2} \quad \underbrace{\quad}_{f_3}$$

$$x_{11} + x_{12} + x_{16} + x_{13} + x_{15} + x_{14} = F_1$$

$$x_{11} + x_{21} + x_{61} + x_{31} + x_{51} + x_{41} = \varphi_1$$

$$x_{22} + x_{21} + x_{23} + x_{24} + x_{26} + x_{25} = F_2$$

$$x_{22} + x_{12} + x_{32} + x_{42} + x_{62} + x_{52} = \varphi_2$$

$$x_{33} + x_{32} + x_{34} + x_{31} + x_{35} + x_{36} = F_3$$

$$x_{33} + x_{23} + x_{43} + x_{13} + x_{53} + x_{63} = \varphi_3$$

$$x_{44} + x_{43} + x_{45} + x_{42} + x_{46} + x_{41} = F_4$$

$$x_{44} + x_{34} + x_{54} + x_{24} + x_{64} + x_{14} = \varphi_4$$

$$x_{55} + x_{54} + x_{56} + x_{51} + x_{53} + x_{52} = F_5$$

$$x_{55} + x_{45} + x_{65} + x_{15} + x_{35} + x_{25} = \varphi_5$$

$$x_{66} + x_{65} + x_{61} + x_{62} + x_{64} + x_{63} = F_6$$

$$x_{66} + x_{56} + x_{16} + x_{26} + x_{46} + x_{36} = \varphi_6$$

As an application let us consider the births of the mother and of the first son in Rome classified according to groups of two months, starting from January:

CLASSE	Birth of the mother F_i	Birth of the 1st son φ_i
January - Febr. . . .	792	698
March - April	724	713
May - June	624	628
July - August	657	779
September - October . .	649	659
November - December .	697	666
Totals	4143	4143

For $_{M}f_{\circ}$ we shall have:

$$x_{11} = 698\,;\ x_{22} = 713\,;\ x_{33} = 624\,;\ x_{44} = 657$$
$$x_{55} = 649\,;\ x_{66} = 666$$

vanishing all the x_{rs} of the above system, which are contained in the equations taken for determining x_{rr}.

Then we have to consider the reduced system:

$$\underbrace{\quad}_{f} \quad \underbrace{\quad\quad}_{f_2} \quad \underbrace{\quad}_{f_3}$$

$$x_{13} + x_{15} + x_{14} = 792 - 698 = 94$$

$$x_{23} + x_{24} + x_{25} = 724 - 713 = 11$$

$$x_{23} + x_{13} + x_{63} = 628 - 624 = 4$$

$$x_{24} + x_{64} + x_{14} = 779 - 657 = 122$$

$$x_{65} + x_{15} + x_{25} = 659 - 649 = 10$$

$$x_{65} + x_{64} + x_{63} = 697 - 666 = 31$$

The $_{M}f_1$ value of f_1 will be, therefore, given by the following values:

$$x_{23} = 4$$

$$x_{65} = 10$$

that is

$$_{M}f_1 = 14$$

eliminating

$$x_{13}, \quad x_{63}, \quad x_{15}, \quad x_{25}.$$

Then we shall consider the reduced system:

$$\underbrace{\qquad}_{f_2} \qquad \underbrace{\qquad}_{f_3}$$

$$x_{14} = 94$$

$$x_{24} \qquad\qquad = 11-4 = 7$$

$$x_{24} + x_{64} + x_{14} = 122$$

$$x_{64} \qquad\qquad = 31-10 = 21$$

Hence, for $_{M}f_2$ value of f_2 we shall have:

$$x_{24} = 7$$

$$x_{64} = 21$$

That is:

$$_{M}f_2 = 28$$

Then we shall have:

$$_{M}f_3 = x_{14} = 94$$

Hence we may notice that $_{M}f_3$ may be considered a minimum of f_3 in the case of $x_{13} = 0$, $x_{15} = 0$. However we may easily see that x_{13} may reach the maximum

$$x_{13} = 4$$

and x_{15} the maximum

$$\underset{15}{x} = 10$$

Therefore

$$_{m}f_3 = 94 - 14 = 80$$

Consequently

$$\underset{24}{x} = 11 \text{ and } \underset{64}{x} = 31$$

Then

$$_{m}f_2 = 56\,;\ _{m}f_1 = 0$$

Thus, we shall have:

$$_{m}S_p = 56 \times 2 + 80 \times 3 = 352$$

$$D_p = \frac{352}{4143} = 0{,}0850$$

It is hardly necessary to notice that the same value of D_p could be obtained considering $_{M}f_i$ instead of $_{m}f_i$.

Accordingly $_{m}f_i$ Table (T) becomes:

Birth of the 1st son	Birth of the mother						Totals
	698	0	4	80	10	0	792
	0	713	0	11	0	0	724
	0	0	624	0	0	0	624
	0	0	0	657	0	0	657
	0	0	0	0	649	0	649
	0	0	0	31	0	666	697
Totals	698	713	628	779	659	666	4143

Consider, now, another case of cyclical series of six modalities, that is, the births of the mother and 3rd son in Rome classified according to groups of two month starting from January.

CLASSES	Birth of the mother	Birth of the 3rd son
January - Feb.	619	606
March - April	539	600
May - June	496	468
July - Aug.	517	495
September - October . .	490	529
November - December .	548	511
Totals	3209	3209

System *(E)*, in this case, will give firstly:

$$x_{11} = 606; \quad x_{22} = 539; \quad x_{33} = 468; \quad x_{44} = 495$$

$$x_{55} = 490; \quad x_{66} = 511$$

eliminating x_{rs} which are contained in the equations considered determining the above values of x_{rr}.

Then, we have to consider the reduced system:

$$\overbrace{x_{12} + x_{15}}^{f_1} \quad \overbrace{\qquad}^{f_2} = 619 - 606 = 13$$

$$x_{12} + x_{32} + x_{42} + x_{62} = 600 - 539 = 61$$

$$x_{32} + x_{35} = 493 - 468 = 28$$

$$x_{45} + x_{42} = 517 - 495 = 22$$

$$x_{45} + x_{65} + x_{15} + x_{35} = 529 - 490 = 39$$

$$x_{65} + x_{62} = 548 - 511 = 37$$

By this system we may determine $_{M}f_1$ for which we shall have first of all:

$$x_{12} = 13$$

$$x_{32} = 28$$

Determining the maxima of x_{45} and x_{65} we have to notice that we may take the maximum value of its sum

$$x_{45} + x_{65} = 39$$

the separate maximums $x_{45} = 22$ and $x_{65} = 37$, obtained by the 4^{th} and respectively the last of the above equations, giving a sum higher than the preceding one, obtained by 5^{th} equation.
Therefor:

$$_{M}f_1 = 13 + 28 + 39 = 80$$

Our system becoming:

$$x_{42} + x_{62} = 61 - 13 - 28 = 20$$

$$x_{42} = 22 - x_{45}$$

$$x_{62} = 37 - x_{65}$$

then

$$x_{42} + x_{62} = 61 - 13 - 28 = 22 + 37 - 39 = 20$$

Therefore:

$$_{M}f_2 = 20.$$

It is easy to see that, in this case:

$$_{m}f_1 + 2\ _{m}f_2 = {}_{M}f_1 + 2\ {}_{M}f_2.$$

Then

$$_{m}S_p = 80 + 2 \times 20 = 120$$

$$D_p = \frac{120}{3209} = 0{,}0374$$

Considering x_{rs} by which we obtain $_{m}f_i$ putting $x_{45} = 22$ and, therefor, $x_{65} = 39 - 22 = 17$, $x_{42} = 0$, $x_{62} = 20$, Table *(T)* becomes:

Birth of the 3^h son	Birth of the mother						Totals
	606	13	0	0	0	0	619
	0	539	0	0	0	0	539
	0	28	468	0	0	0	496
	0	0	0	495	22	0	517
	0	0	0	0	490	0	490
	0	30	0	0	17	511	548
Totals	606	600	468	495	529	511	3209

I wish to consider another case, which may happen in cyclical series of six modalities.

Take e. g. the births of the mother and of the 4th son in Rome classified according to groups of two months, starting from January:

CLASSES	Birth of the mother	Birth of the 4th son
January - Febr. . . .	452	443
March - April	421	408
May - June	369	385
July - Aug.	380	364
September - October . .	348	389
November - December .	407	388
Totals	2377	2377

According to preceding results we shall obtain:

$$x_{11} = 443\,;\ x_{22} = 408\,;\ x_{33} = 369\,;\ x_{44} = 364$$
$$x_{55} = 348\,:\ x_{66} = 388.$$

Then we have to consider the following reduced system:

$$\begin{aligned}
x_{13} + x_{15} &= 452 - 443 = 9 \\
x_{23} + x_{25} &= 421 - 408 = 13 \\
x_{23} + x_{43} + x_{13} + x_{63} &= 385 - 369 = 16 \\
x_{43} + x_{45} &= 380 - 364 = 16 \\
x_{45} + x_{65} + x_{15} + x_{25} &= 389 - 348 = 41 \\
x_{65} + x_{63} &= 407 - 388 = 19
\end{aligned}$$

Then, the following maximums:

$$x_{23} = 13$$

$$x_{43} + x_{45} = 16$$

$$x_{65} = 19$$

$$Mf_1 = 48.$$

The value of Mf_2 we shall obtain from:

$$x_{13} + x_{15} = 9$$

$$x_{13} = 16 - x_{23} - x_{43}$$

$$x_{15} = 41 - x_{45} - x_{65}$$

that is:

$$Mf_2 = x_{13} + x_{15} = 16 + 41 - 48 = 9$$

As it is

$$Mf_3 = 0$$

it will be also:

$$_{m}f_{3} = 0$$

Moreover since

$$x_{13} + x_{15}$$

cannot be less than 9

$$^{M}f_{2} = {}_{m}f_{2}$$

Therefore:

$$_{m}S_{p} = 48 + 9 \times 2 = 66$$

$$D_{p} = \frac{66}{2377} = 0{,}0278$$

Put $x_{13} = 0$ then $x_{15} = 9$, $x_{43} = 3$, $x_{45} = 13$

Table (T) in our case becomes:

	Birth of the mother						Totals
Birth of the 4th son	443	0	0	0	9	0	452
	0	408	13	0	0	0	421
	0	0	369	0	0	0	369
	0	0	3	364	13	0	380
	0	0	0	0	348	0	348
	0	0	0	0	19	388	407
Totals	443	408	385	364	389	388	2377

9. — *Cyclical series of seven modalities.* We have to consider the following system :

$$
\begin{array}{lllll}
\overbrace{\phantom{x_{11}}}^{f_0} & \overbrace{\phantom{x_{12}\,x_{17}}}^{f_1} & \overbrace{\phantom{x_{13}\,x_{16}}}^{f_2} & \overbrace{\phantom{x_{14}\,x_{15}}}^{f_3} & \\
x_{11} + x_{12} + x_{17} + x_{13} + x_{16} + x_{14} + x_{15} & & & & = F_1 \\
x_{11} + x_{21} + x_{71} + x_{31} + x_{61} + x_{41} + x_{51} & & & & = \varphi_1 \\
x_{22} + x_{21} + x_{23} + x_{24} + x_{27} + x_{25} + x_{26} & & & & = F_2 \\
x_{22} + x_{12} + x_{32} + x_{42} + x_{72} + x_{52} + x_{62} & & & & = \varphi_2 \\
x_{33} + x_{32} + x_{34} + x_{31} + x_{35} + x_{36} + x_{37} & & & & = F_3 \\
x_{33} + x_{23} + x_{43} + x_{13} + x_{53} + x_{63} + x_{73} & & & & = \varphi_3 \\
x_{44} + x_{43} + x_{45} + x_{42} + x_{46} + x_{41} + x_{47} & & & & = F_4 \\
x_{44} + x_{34} + x_{54} + x_{24} + x_{64} + x_{14} + x_{74} & & & & = \varphi_4 \\
x_{55} + x_{54} + x_{56} + x_{53} + x_{57} + x_{51} + x_{52} & & & & = F_5 \\
x_{55} + x_{45} + x_{65} + x_{35} + x_{75} + x_{15} + x_{25} & & & & = \varphi_5 \\
x_{66} + x_{65} + x_{67} + x_{61} + x_{64} + x_{62} + x_{63} & & & & = F_6 \\
x_{66} + x_{56} + x_{76} + x_{16} + x_{46} + x_{26} + x_{36} & & & & = \varphi_6 \\
x_{77} + x_{71} + x_{76} + x_{72} + x_{75} + x_{73} + x_{74} & & & & = F_7 \\
x_{77} + x_{17} + x_{67} + x_{27} + x_{57} + x_{37} + x_{47} & & & & = \varphi_7
\end{array}
$$

Let us take. e. g. the percentage of the weddings according to the days of the week in Rome during 1897-1906 and in Berlin during 1904. (1)

	Rome	Berlin
Monday	16.41	11.46
Tuesday	0.40	16.39
Wednesday . . .	10.03	11.90
Thursday . . .	22.10	16.31
Friday	0.30	10.27
Saturday . . .	20.05	33.61
Sunday	30.71	0.06
Totals	100.00	100.00

We shall obtain, according to our methods:

$$x_{11} = 11{,}46\,;\quad x_{22} = 0{,}40\,;\quad x_{33} = 10{,}03\,;\quad x_{44} = 16{,}31$$

$$x_{55} = 0{,}30\,;\quad x_{66} = 20{,}05\,;\quad x_{77} = 0{,}06$$

then we have to consider the following system:

$$\begin{aligned}
&\overbrace{x_{21} + x_{31} + x_{61}}^{f_1} + \overbrace{x_{51}}^{f_2} = 4{,}95\\
&x_{21} + x_{24} + x_{27} + \quad = 15{,}99\\
&x_{34} + x_{31} + x_{37} = 1{,}87\\
&x_{34} + x_{54} + x_{24} + x_{64} + \quad = 5{,}79\\
&x_{54} + x_{57} + x_{51} = 9{,}97\\
&x_{67} + x_{61} + x_{64} + x_{63} = 13{,}56\\
&x_{67} + x_{27} + x_{57} + x_{37} = 30{,}65
\end{aligned}$$

(1) Cfr. *Di una estensione del concetto di scostamento medio etc.* already quoted.

Hence

$$x_{21} = 4{,}95$$

$$x_{34} + x_{54} = 5{,}79$$

$$x_{67} = 13{,}56$$

that is

$$Mf_1 = 24{,}30$$

The system will be then reduced as follows:

$$\underbrace{x_{27}}_{f_2} = \underbrace{15{,}99}_{f_3} - 4{,}95 = 11{,}04$$

$$x_{37} = 1{,}87 - x_{34}$$

$$x_{57} = 9{,}97 - x_{54}$$

$$x_{27} + x_{57} + x_{37} = 30{,}65 - 13{,}56 = 17{,}09$$

then the maximum of $x_{27} + x_{57}$ will be given by

$$x_{37} = 0$$

that is

$$Mf_2 = x_{27} + x_{57} = 17{,}9$$

therefore:

$$x_{34} = 1{,}87$$

and, then

$$x_{54} = 5{,}79 - 1{,}87 = 3{,}92$$

$$x_{27} = 11{,}04\,;\ x_{57} = 6{,}05$$

As $x_{37} = 0$ we shall have:

$$Mf_3 = {}_mf_3 = 0.$$

It is also easy to see that:

$$Mf_2 = {}_mf_2$$

and, therefore:

$$Mf_1 = {}_mf_1.$$

Then

$$_mS_a = 24{,}30 + 17{,}09 \times 2 = 58{,}48$$

$$D_a = \frac{58{,}48}{100} = 0{,}5848$$

Table *(T)* in our case becomes:

	% weddings in Berlin							Totals
% weddings in Rome	11.46	0	0	0	0	0	0	11.46
	4.95	0.40	0	0	0	0	11.04	16.39
	0	0	10.03	1.87	0	0	0	11.90
	0	0	0	16.31	0	0	0	16.31
	0	0	0	3.92	0.30	0	6.05	10.27
	0	0	0	0	0	20.05	13.56	33.61
	0	0	0	0	0	0	0.06	0.06
Totals	16.41	0.40	10.03	22.10	0.30	20.05	30.71	100.00

Let us consider another case of cyclical series of seven modolities. Take e. g. the % of the weddings in Florence and in Rome during 1916-1917 according to the day of week:

	Rome	Florence
Monday	15.12	16.41
Tuesday	1.16	2.45
Wednesday . . .	12.26	5.61
Thursday	22.13	22.71
Friday.	0.75	0.65
Saturday	18.56	29.21
Sunday	30.02	22.96
Totals	100.00	100.00

We shall obtain:

$$x_{11} = 15.12; \quad x_{22} = 1.16; \quad x_{33} = 5.61; \quad x_{44} = 22.13; \quad x_{55} = 0,65$$

$$x_{66} = 18.56; \quad x_{77} = 22.96$$

Then we have to consider the system:

$$\begin{aligned}
x_{17} + x_{13} + x_{15} &= 1.29 \\
x_{23} + x_{27} + x_{25} &= 1.29 \\
x_{23} + x_{43} + x_{13} + x_{63} &= 6.65 \\
x_{43} + x_{45} + x_{47} &= 0.58 \\
x_{45} + x_{65} + x_{15} + x_{25} &= 0.10 \\
x_{65} + x_{67} + x_{63} &= 10.65 \\
x_{17} + x_{67} + x_{27} + x_{47} &= 7.06
\end{aligned}$$

The maximum $_{M}f_1$ will be obtained from:

$$_{M}f_1 = x_{17} + x_{67} + x_{45} + x_{65} + x_{43} + x_{45} + x_{23} = 7.06 + 0.10 + 0.58 + 1.29 = 9.03$$

Since

$$x_{45} = 0.$$

Therefore:

$$x_{65} = 0,10; \quad x_{43} = 0,58; \quad x_{23} = 1,29.$$

The above system will be reduced to the following:

$$\begin{aligned}
x_{13} &= 1,29 - x_{17} \\
x_{13} + x_{63} &= 6,65 - 1,29 - 0,58 = 4,78 \\
x_{63} &= 10,65 - 0,10 - x_{67}
\end{aligned}$$

The maximum of x_{13} may be, with $x_{17} = 0$,

$$x_{13} = 1{,}29.$$

Then $$x_{67} = 7{,}06$$

and $$_{M}f_3 = x_{63} = 3{,}49.$$

It is easy to see that:

$$_{M}f_3 = {}_{m}f_3$$
$$_{M}f_2 = {}_{m}f_2$$

therefore

$$_{m}S_d = 9{,}03 + 1{,}29 \times 2 + 3{,}49 \times 3 = 22{,}08$$

$$D_d = 0{,}2208$$

Table (T) in our case becomes:

	% weddings in Rome							Totals
% weddings in Florence	15.12	0	1.29	0	0	0	0	16.41
	0	1.16	1.29	0	0	0	0	2.45
	0	0	5.61	0	0	0	0	5.61
	0	0	0.58	22.13	0	0	0	22.71
	0	0	0	0	0.65	0	0	0.65
	0	0	3.49	0	0.10	18.56	7.06	29.21
	0	0	0	0	0	0	22.96	22.96
Totals	15.12	1.16	12.26	22.13	0.75	18.56	30.02	100.00

10. — *Practical method of calculating the index of dissimilarity of cyclical series composed of a large number of modalities.*

Here I wish to indicate a practical method of calculating the index of dissimilarity of cyclical series presenting a large number of modalities.

Taking in the case of n even the system (E) of the equations which determine the frequencies of differences between two modalities that differ from each other by i units $\left(i = 0, 1, \ldots \frac{n}{2}\right)$ we may put on it a sheet of transparent paper cancelling on the said sheet, by a stroke, all the equations by which we have determined the maximum of f_o and all x_{rs} contained in the second column which are also contained in the said equations. Then, we have to calculate the maximum of f_1 by the remaining equations in which x_{rr} values will be transferred in the second members. We shall, then, cancel the equations by which we have determined the said maximum and all the x_{rs} contained in the third column which are also contained in the said equations, and so on.

By this method we shall obtain rapidly all $_Mf_i$. Hence, starting from the last one, we have to determine $_mf_i$. It will be obtained very easily since we have to consider only the minima of x_{rs} which are contained in $_Mf_i$.

By the same way we may proceed in the case of n odd considering the system (E') and consequently g_i , $_Mg_i$, $_mg_i$.

Let us give applications of this method to cyclical series of 8 and 12 modalities.

11. — *Cyclical series of 8 modalities* - Let us consider, for instance, the wind-rose and the recorded observations of all the anemomethric stations of Piedmont taken together, and those of the station of Asti: (1)

Wind-rose	Piedmont	Asti
North	199	101
North-East	158	86
East	116	86
South-East	92	87
South	146	86
South-West	167	218
West	205	364
North-West	117	172
Totals	1200	1200

(1) Cfr. further § 2 nr . 14.

System (E), in our case, becomes:

f_0 f_1 f_2 f_3 f_4

$$
\begin{aligned}
&x_{11} + x_{12} + x_{18} + x_{13} + x_{17} + x_{14} + x_{16} + x_{15} = F_1\\
&x_{11} + x_{21} + x_{81} + x_{31} + x_{71} + x_{41} + x_{61} + x_{51} = \varphi_1\\
&x_{22} + x_{21} + x_{23} + x_{24} + x_{28} + x_{25} + x_{27} + x_{26} = F_2\\
&x_{22} + x_{12} + x_{32} + x_{42} + x_{82} + x_{52} + x_{72} + x_{62} = \varphi_2\\
&x_{33} + x_{32} + x_{34} + x_{31} + x_{35} + x_{36} + x_{38} + x_{37} = F_3\\
&x_{33} + x_{23} + x_{43} + x_{13} + x_{53} + x_{63} + x_{83} + x_{73} = \varphi_3\\
&x_{44} + x_{43} + x_{45} + x_{42} + x_{46} + x_{41} + x_{47} + x_{48} = F_4\\
&x_{44} + x_{34} + x_{54} + x_{24} + x_{64} + x_{14} + x_{74} + x_{84} = \varphi_4\\
&x_{55} + x_{54} + x_{56} + x_{53} + x_{57} + x_{52} + x_{58} + x_{51} = F_5\\
&x_{55} + x_{45} + x_{65} + x_{35} + x_{75} + x_{25} + x_{85} + x_{15} = \varphi_5\\
&x_{66} + x_{65} + x_{67} + x_{64} + x_{68} + x_{61} + x_{63} + x_{62} = F_6\\
&x_{66} + x_{56} + x_{76} + x_{46} + x_{86} + x_{16} + x_{36} + x_{26} = \varphi_6\\
&x_{77} + x_{76} + x_{78} + x_{71} + x_{75} + x_{72} + x_{74} + x_{73} = F_7\\
&x_{77} + x_{67} + x_{87} + x_{17} + x_{57} + x_{27} + x_{47} + x_{37} = \varphi_7\\
&x_{88} + x_{87} + x_{81} + x_{82} + x_{86} + x_{83} + x_{85} + x_{84} = F_8\\
&x_{88} + x_{78} + x_{18} + x_{28} + x_{68} + x_{38} + x_{58} + x_{48} = \varphi_8
\end{aligned}
$$

in which F_i indicates the data of Piedmont and φ_i those of Asti.

According to the method contained in the preceding number, the transparent sheet applied to our system will offer firstly the result of the elimination of the maximum of x_{rr} that is:

$x_{11} = 101; x_{22} = 86; x_{33} = 86; x_{44} = 87; x_{55} = 86; x_{66} = 167; x_{77} = 205; x_{88} = 117.$

In the following reproduction of the transparent sheet the horizontal black lines eliminate the equations by which we have determined x_{rr} values; the first column shows the x_{rs} of f_1 which are not contained in said equations; the last column contains the second members of the given system after the elimination of x_{rr}.

f_1

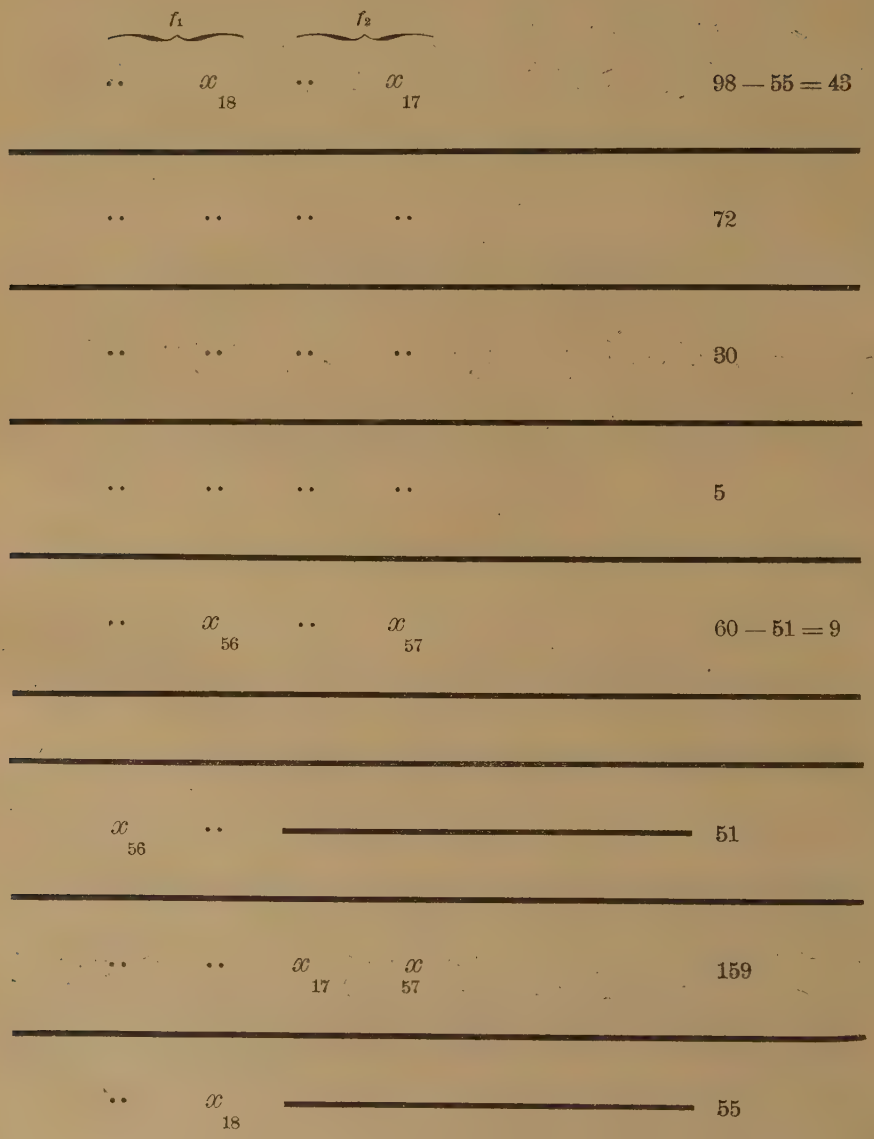
.. x_{18}	$199 - 101 = 98$
.. ..	$158 - 86 = 72$
.. ..	$116 - 86 = 30$
.. ..	$92 - 87 = 5$
.. x_{56}	$146 - 86 = 60$
x_{56} ..	$218 - 167 = 51$
.. ..	$364 - 205 = 159$
.. x_{18}	$172 - 117 = 55$

Then for $_{M}f_1$ we shall obtain:

$$x_{18} = 55; \quad x_{56} = 51$$

$$_{M}f_1 = 106.$$

Calculating $_{M}f_2$ our schema becomes:

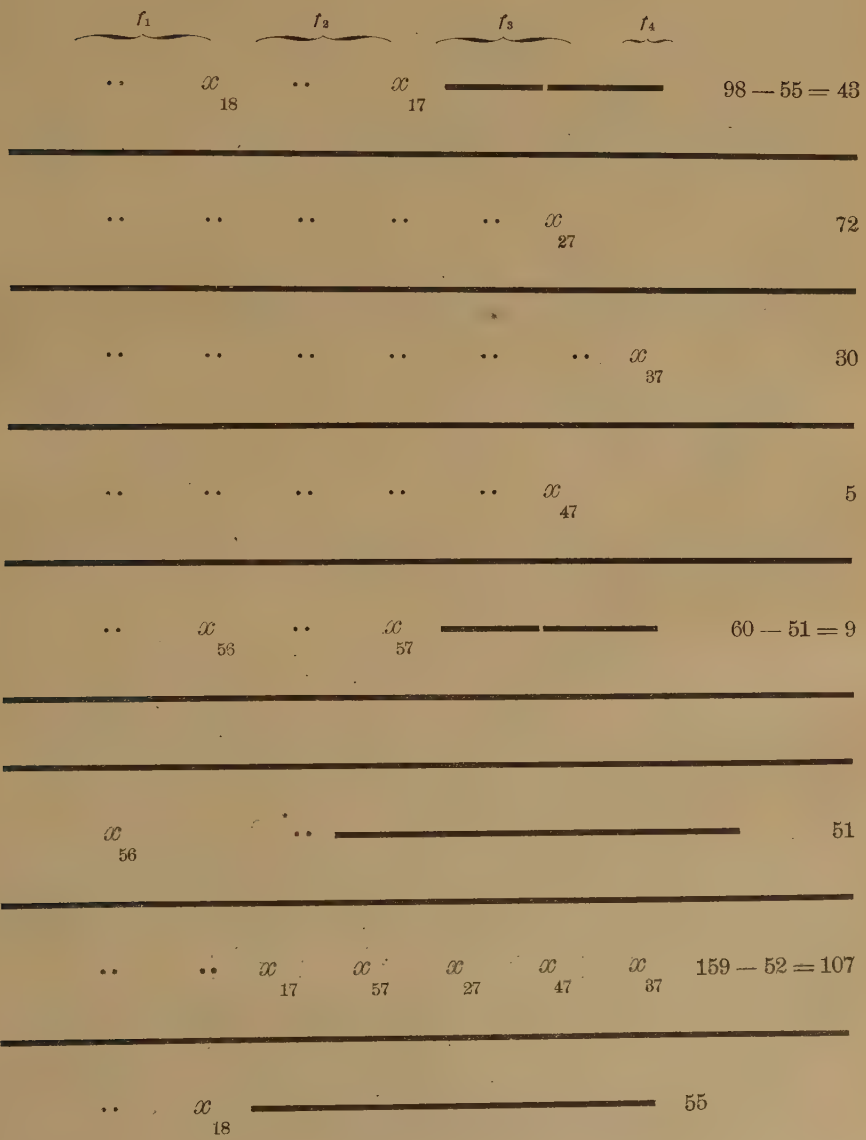


Thus:

$$x_{17} = 43; \quad x_{57} = 9$$

$$_Mf_2 = 52$$

Then we have to calculate $_Mf_3$ and $_Mf_4$. The schema becomes:



then

$$x_{27} = 72\,;\; x_{47} = 5$$
$$_{M}f_{3} = 77$$

Removing in the preceding schema both the lines which contain x_{27} and x_{47} as above determined we shall obtain under f_4 only:

$$x_{37} = 30$$
$$x_{37} = 107 - 77 = 30$$

therefore:

$$_{M}f_{4} = 30.$$

It will, now, be very easy to verify that:

$$_{M}f_{1} + {}_{M}f_{2} \times 2 + {}_{M}f_{3} \times 3 + {}_{M}f_{4} \times 4 =$$
$$= {}_{m}f_{1} + {}_{m}f_{2} \times 2 + {}_{m}f_{3} \times 3 + {}_{m}f_{4} \times 4$$

therefore:

$$_{m}S_{p} = 106 + 2 \times 52 + 3 \times 77 + 4 \times 30$$
$$D_{p} = \frac{561}{1200} = 0{,}4675$$

Considering the distribution according to $_{M}f_{i}$ we shall obtain the following table:

	Wind-rose of Piedmont								Totals
Wind-rose of Asti	101	0	0	0	0	0	43	55	199
	0	86	0	0	0	0	72	0	158
	0	0	86	0	0	0	30	0	116
	0	0	0	87	0	0	5	0	92
	0	0	0	0	86	51	9	0	146
	0	0	0	0	0	167	0	0	167
	0	0	0	0	0	0	205	0	205
	0	0	0	0	0	0	0	117	117
Totals	101	86	86	87	86	218	364	172	1200

Considering, instead, the values of x_{rs}, which gives ${}_mf_i$, we shall obtain the following table that, as we already noticed, gives for D_r th same value of the preceding one.

	Wind-rose of Piedmont								Totals
Wind-rose of Asti	101	0	0	0	0	0	98	0	199
	0	86	0	0	0	0	17	55	158
	0	0	86	0	0	30	0	0	116
	0	0	0	87	0	5	0	0	92
	0	0	0	0	86	16	44	0	146
	0	0	0	0	0	167	0	0	167
	0	0	0	0	0	0	205	0	205
	0	0	0	0	0	0	0	117	117
Totals	101	86	86	87	86	218	364	172	1200

Let us consider another aspect of cyclical series of 8 modalities, that is, the wind-rose of Piedmont and particularly that of the station of Varallo:

Wind-rose	N	NE	E	SE	S	SW	W	NW	Totals
Piedmont	199	158	116	92	146	167	205	117	1200
Varallo	303	23	123	60	251	31	289	120	1200
Differences between equal modalities	—	135	—	32	—	136	—	—	303
	104	—	7	—	105	—	84	3	303

By the schema which follows, in which we have made successive eliminations, we shall obtain:

$$x_{21} = 104;\ x_{23} + x_{47} = 7$$
$$x_{43} + x_{45} = 32;\ x_{65} + x_{67} = 136$$

then $x_{43} = 0$; $x_{23} = 7$; $x_{45} = 32$

therefore $Mf_1 = 282$

Moreover $Mf_2 = x_{28} = 3$

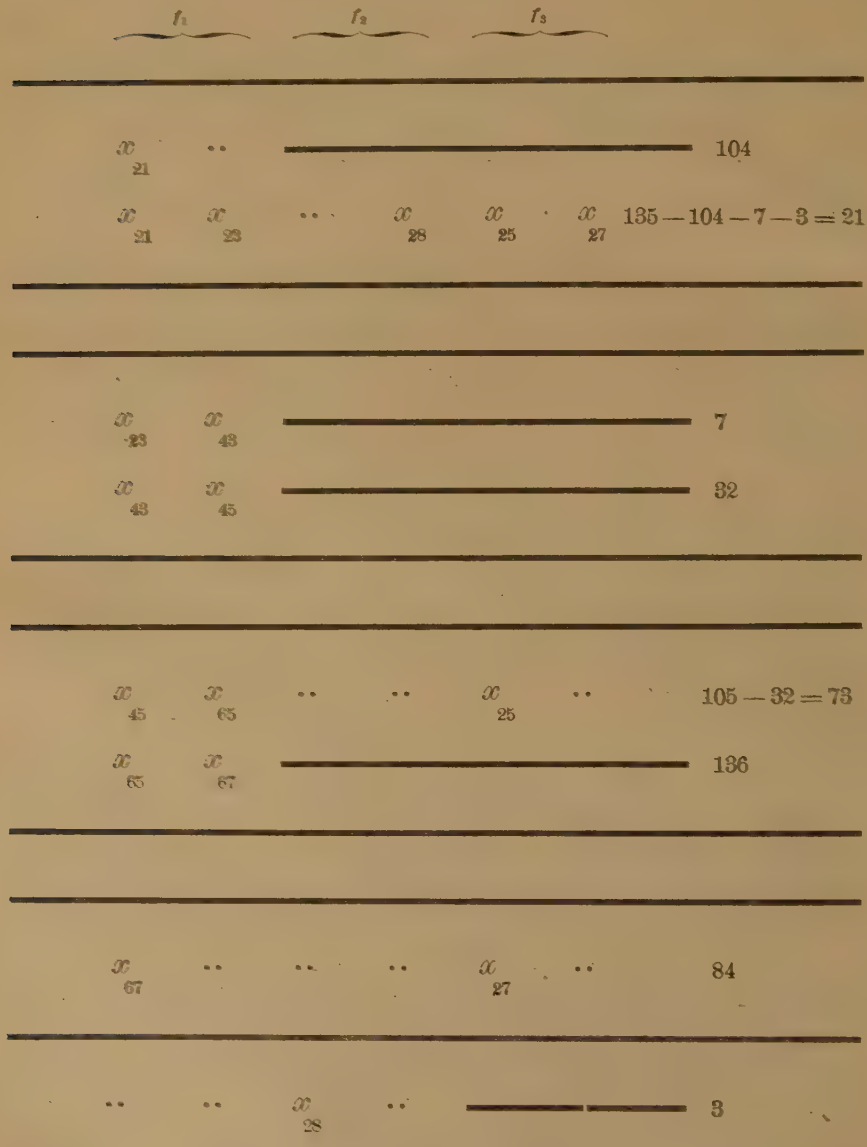
and, as it will be:

$$x_{25} = 73 - x_{65} \qquad x_{27} = 84 - x_{67}$$

$$x_{25} + x_{27} = 157 - 136 = 21.$$

Then we shall have, putting $x_{27} = 0$, that is, $x_{67} = 84$,

$$Mf_3 = x_{25} = 21$$



We may see that, in our case, it does not matter to calculate $_{m}f_{i}$ and then we shall have:

$$_{m}S_{p} = 282 + 3 \times 2 + 21 \times 3 = 351$$

$$D_{p} = \frac{351}{1200} \; 0{,}2925$$

Table (T) in our case, becomes:

	Wind-rose of Piedmont								Totals
Wind-rose of Varallo	199	0	0	0	0	0	0	0	199
	104	23	7	0	21	0	0	3	158
	0	0	116	0	0	0	0	0	116
	0	0	0	60	32	0	0	0	92
	0	0	0	0	146	0	0	0	146
	0	0	0	0	52	31	84	0	167
	0	0	0	0	0	0	205	0	205
	0	0	0	0	0	0	0	117	117
Totals	303	23	123	60	251	31	289	120	1200

Let us consider as last example of our cyclical series of 8 modalities the wind-rose of Lombardy and of the station of Bergamo.

Wind-rose	N	NE	E	SE	S	SW	W	NW	Totals
Lombardy	77	166	162	209	109	123	244	130	1200
Bergamo	106	150	199	185	188	181	118	78	1200
Differences between equal modalities	—	16	—	24	—	—	106	57	203
	29	—	37	—	79	58	—	—	203

The results obtained according to reproduction, which follows, of the transparent sheet, with successive eliminations are:

For $_{M}f_1$:

$$x_{76} = 58$$

$$x_{21} + x_{23} = 16$$

$$x_{43} + x_{45} = 24$$

$$x_{21} + x_{81} = 29$$

being $x_{21} = 0$ and, therefore,

$$x_{23} = 16\,;\; x_{43} + x_{45} = 24;\; x_{81} = 29$$

Then

$$_{M}f_1 = 127$$

Moreover

$$_{M}f_2 = x_{75} = 48$$

and

as it will be

$$x_{83} + x_{85} = 57 - 29 = 28$$

$$x_{83} + x_{85} = 37 - 16 - x_{43} + 79 - 48 - x_{45} = 28$$

$$_{M}f_3 = 28.$$

It is easy to see that calculating $_{m}f_3$, $_{m}f_2$, $_{m}f_1$ we shall obtain:

$$_{m}f_1 + 2\,_{m}f_2 + 3\,_{m}f_3 = {}_{M}f_1 + 2\,{}_{M}f_2 + 3\,{}_{M}f_3$$

Therefore:

$$_{m}S_p = 127 + 2 \times 48 + 3 \times 28 = 307$$

$$D_p = \frac{307}{1200} = 0{,}2560$$

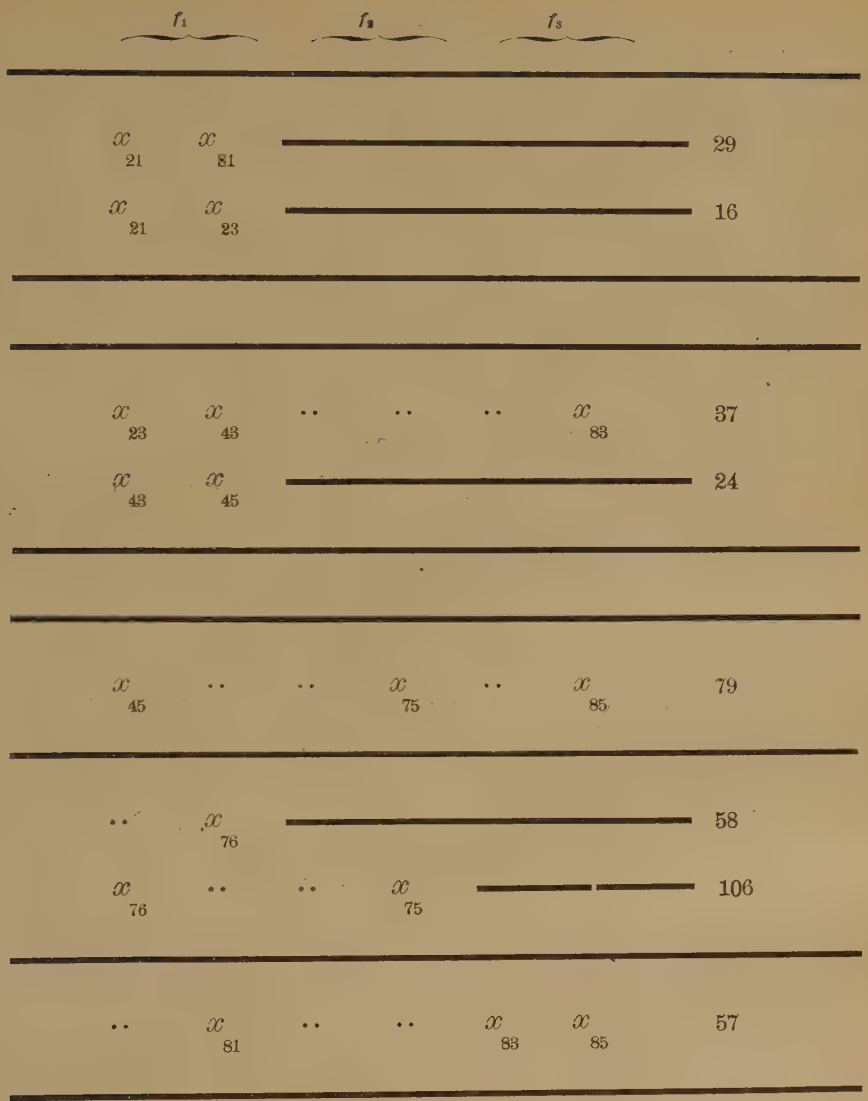


Table (T) in our case considering x_{rs} values by which we have obtained $_M f_i$, becomes:

	Wind-rose of Lombardy								Totals
Wind-rose of Bergamo	77	0	0	0	0	0	0	0	77
	0	150	16	0	0	0	0	0	166
	0	0	162	0	0	0	0	0	162
	0	0	21	185	3	0	0	0	209
	0	0	0	0	109	0	0	0	109
	0	0	0	0	0	123	0	0	123
	0	0	0	0	48	58	118	0	224
	29	0	0	0	28	0	0	73	130
Totals	106	150	199	185	188	181	118	73	1200

Considering, instead, x_{rs} by which we obtained $_{m}f_{i}$:

	Wind-rose of Lombardy								Totals
Wind-rose of Bergamo	77	0	0	0	0	0	0	0	77
	0	150	16	0	0	0	0	0	166
	0	0	162	0	0	0	0	0	162
	0	0	21	185	3	0	0	0	209
	0	0	0	0	109	0	0	0	109
	0	0	0	0	0	123	0	0	123
	0	0	0	0	76	30	118	0	224
	29	0	0	0	0	28	0	73	130
Totals	106	150	199	185	188	181	118	73	1200

12. — *Cyclical series of 12 modalities* - Here are exposed the particular methods to determine the indices of dissimilarity between cyclical series of 12 modalities. System (E) in case of 12 modalities becomes :

f_0	f_1	f_2	f_3	f_4	f_5	f_6	
x_{11}	$+x_{12}$ $+x_{1,12}$	$+x_{13}$ $+x_{1,11}$	$+x_{14}$ $+x_{1,10}$	$+x_{15}$ $+x_{19}$	$+x_{16}$ $+x_{18}$	$+x_{17}$	$= F_1$
x_{11}	$+x_{21}$ $+x_{12,1}$	$+x_{31}$ $+x_{11,1}$	$+x_{41}$ $+x_{10,1}$	$+x_{51}$ $+x_{91}$	$+x_{61}$ $+x_{81}$	$+x_{71}$	$= \varphi_1$
x_{22}	$+x_{21}$ $+x_{23}$	$+x_{24}$ $+x_{2,12}$	$+x_{25}$ $+x_{2,11}$	$+x_{26}$ $+x_{2,10}$	$+x_{27}$ $+x_{29}$	$+x_{28}$	$= F_2$
x_{22}	$+x_{12}$ $+x_{32}$	$+x_{42}$ $+x_{12,2}$	$+x_{52}$ $+x_{11,2}$	$+x_{62}$ $+x_{10,2}$	$+x_{72}$ $+x_{92}$	$+x_{82}$	$= \varphi_2$
x_{33}	$+x_{32}$ $+x_{34}$	$+x_{31}$ $+x_{35}$	$+x_{36}$ $+x_{3,12}$	$+x_{37}$ $+x_{3,11}$	$+x_{38}$ $+x_{3,10}$	$+x_{39}$	$= F_3$
x_{33}	$+x_{23}$ $+x_{43}$	$+x_{13}$ $+x_{53}$	$+x_{63}$ $+x_{12,3}$	$+x_{73}$ $+x_{11,3}$	$+x_{83}$ $+x_{10,3}$	$+x_{93}$	$= \varphi_3$
x_{44}	$+x_{43}$ $+x_{45}$	$+x_{42}$ $+x_{46}$	$+x_{41}$ $+x_{47}$	$+x_{48}$ $+x_{4,12}$	$+x_{49}$ $+x_{4,11}$	$+x_{4,10}$	$= F_4$
x_{44}	$+x_{34}$ $+x_{54}$	$+x_{24}$ $+x_{64}$	$+x_{14}$ $+x_{74}$	$+x_{84}$ $+x_{12,4}$	$+x_{94}$ $+x_{11,4}$	$+x_{10,4}$	$= \varphi_4$
x_{55}	$+x_{54}$ $+x_{56}$	$+x_{53}$ $+x_{57}$	$+x_{52}$ $+x_{58}$	$+x_{51}$ $+x_{59}$	$+x_{5,10}$ $+x_{5,12}$	$+x_{5,11}$	$= F_5$
x_{55}	$+x_{45}$ $+x_{65}$	$+x_{35}$ $+x_{75}$	$+x_{25}$ $+x_{85}$	$+x_{15}$ $+x_{95}$	$+x_{10,5}$ $+x_{12,5}$	$+x_{11,5}$	$= \varphi_5$
x_{66}	$+x_{65}$ $+x_{67}$	$+x_{64}$ $+x_{68}$	$+x_{63}$ $+x_{69}$	$+x_{62}$ $+x_{6,10}$	$+x_{61}$ $+x_{6,11}$	$+x_{6,12}$	$= F_6$
x_{66}	$+x_{56}$ $+x_{76}$	$+x_{46}$ $+x_{86}$	$+x_{36}$ $+x_{96}$	$+x_{26}$ $+x_{10,6}$	$+x_{16}$ $+x_{11,6}$	$+x_{12,6}$	$= \varphi_6$
x_{77}	$+x_{76}$ $+x_{78}$	$+x_{75}$ $+x_{79}$	$+x_{74}$ $+x_{7,10}$	$+x_{73}$ $+x_{7,11}$	$+x_{72}$ $+x_{7,12}$	$+x_{71}$	$= F_7$
x_{77}	$+x_{67}$ $+x_{87}$	$+x_{57}$ $+x_{97}$	$+x_{47}$ $+x_{10,7}$	$+x_{37}$ $+x_{11,7}$	$+x_{27}$ $+x_{12,7}$	$+x_{17}$	$= \varphi_7$
x_{88}	$+x_{87}$ $+x_{89}$	$+x_{86}$ $+x_{8,10}$	$+x_{85}$ $+x_{8,11}$	$+x_{84}$ $+x_{8,12}$	$+x_{81}$ $+x_{83}$	$+x_{82}$	$= F_8$
x_{88}	$+x_{78}$ $+x_{98}$	$+x_{68}$ $+x_{10,8}$	$+x_{58}$ $+x_{11,8}$	$+x_{48}$ $+x_{12,8}$	$+x_{18}$ $+x_{38}$	$+x_{28}$	$= \varphi_8$
x_{99}	$+x_{98}$ $+x_{9,10}$	$+x_{97}$ $+x_{9,11}$	$+x_{96}$ $+x_{9,12}$	$+x_{91}$ $+x_{95}$	$+x_{92}$ $+x_{94}$	$+x_{93}$	$= F_9$
x_{99}	$+x_{89}$ $+x_{10,9}$	$+x_{79}$ $+x_{11,9}$	$+x_{69}$ $+x_{12,9}$	$+x_{19}$ $+x_{59}$	$+x_{29}$ $+x_{49}$	$+x_{39}$	$= \varphi_9$
$x_{10,10}$	$+x_{10,9}$ $+x_{10,11}$	$+x_{10,8}$ $+x_{10,12}$	$+x_{10,1}$ $+x_{10,7}$	$+x_{10,2}$ $+x_{10,6}$	$+x_{10,3}$ $+x_{10,5}$	$+x_{10,4}$	$= F_{10}$
$x_{10,10}$	$+x_{9,10}$ $+x_{11,10}$	$+x_{8,10}$ $+x_{12,10}$	$+x_{1,10}$ $+x_{7,10}$	$+x_{2,10}$ $+x_{6,10}$	$+x_{3,10}$ $+x_{5,10}$	$+x_{4,10}$	$= \varphi_{10}$
$x_{11,11}$	$+x_{11,10}$ $+x_{11,12}$	$+x_{11,1}$ $+x_{11,9}$	$+x_{11,2}$ $+x_{11,8}$	$+x_{11,3}$ $+x_{11,7}$	$+x_{11,4}$ $+x_{11,6}$	$+x_{11,5}$	$= F_{11}$
$x_{11,11}$	$+x_{10,11}$ $+x_{12,11}$	$+x_{1,11}$ $+x_{9,11}$	$+x_{2,11}$ $+x_{8,11}$	$+x_{3,11}$ $+x_{7,11}$	$+x_{4,11}$ $+x_{6,11}$	$+x_{5,11}$	$= \varphi_{11}$
$x_{12,12}$	$+x_{12,11}$ $+x_{12,1}$	$+x_{12,2}$ $+x_{12,10}$	$+x_{12,3}$ $+x_{12,9}$	$+x_{12,4}$ $+x_{12,8}$	$+x_{12,5}$ $+x_{12,7}$	$+x_{12,6}$	$= F_{12}$
$x_{12,12}$	$+x_{11,12}$ $+x_{1,12}$	$+x_{2,12}$ $+x_{10,12}$	$+x_{3,12}$ $+x_{9,12}$	$+x_{4,12}$ $+x_{8,12}$	$+x_{5,12}$ $+x_{7,12}$	$+x_{6,12}$	$= \varphi_{12}$

Consider the births of the mother and of the 1st son in Matelica classified according to the months of the year.

	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	Totals
Mother	154	178	224	218	176	121	107	100	108	106	122	119	1733
1st son	167	162	168	168	128	150	109	127	157	138	132	127	1733
Differences between equal modalities	—	16	56	50	48	—	—	—	—	—	—	—	170
	13	—	—	—	—	29	2	27	49	32	10	8	170

From the schema which follows, we shall successively obtain

$$x_{21} = 13; \quad x_{56} = 29 \qquad Mf_1 = 42$$

$$x_{2.12} = 3; \quad x_{57} = 2 \qquad Mf_2 = 5$$

$$x_{3.12} = 5; \quad x_{58} = 17 \qquad Mf_3 = 22$$

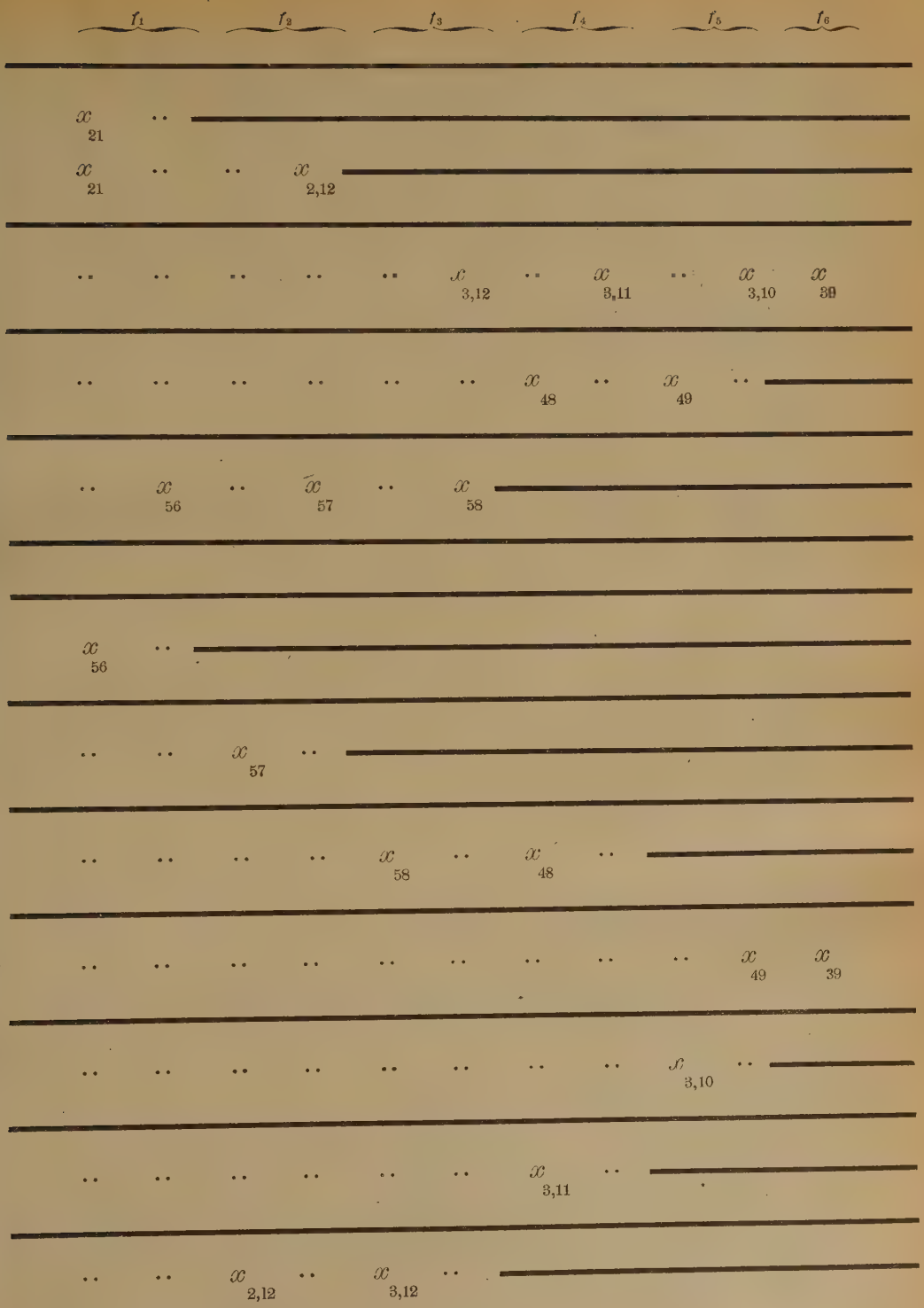
$$x_{3.11} = 10; \quad x_{48} = 10 \qquad Mf_4 = 20$$

$$x_{3.10} = 32; \quad x_{49} = 40 \qquad Mf_5 = 72$$

$$x_{39} = 9 \qquad Mf_6 = 9$$

We shall have:

$$MS_p = 42 + 2 \times 5 + 3 \times 22 + 4 \times 20 + 5 \times 72 + 6 \times 9 = 612$$


f_1
f_2
f_3
f_4
f_5
f_6
x 21
x 21
x 2,12
x 3,12
x 3,11
x 3,10
x 39
x 48
x 49
x 56
x 57
x 58
x 56
x 57
x 58
x 48
x 49
x 39
x 3,10
x 3,11
x 2,12
x 3,12

Let us now calculate by ${}_Mf_i$, beginning with ${}_Mf_6$, the values of ${}_mf_i$.

First of all we notice that we may modify all the x_{rs} values except those vanishing, which have been employed to determine the maximum ${}_Mf_6$.

Considering then ${}_Mf_6$ we may see that, instead of $x_{39} = 9$, we may put

$$x_{39} = 0$$

and consequently, since we cannot increase $x_{3,10}$, x_{49}, it will be:

$$x_{59} = 9$$
$$x_{36} = 9$$

therefore

$$x_{56} = 20.$$

Thus, we firstly obtain:

$${}_mf_6 = 0.$$

Let us determine ${}_mf_5$.

We may see that the maximum of $x_{2.10}$ may be

$$x_{2.10} = 16$$

therefore

$$x_{3.10} = 16$$

and

$$x_{21} = 0;\ x_{2.12} = 0$$

Then

$$x_{3.12} = 8$$
$$x_{31} = 13.$$

Considering x_{49} we notice that its minimum, since the maximum of $x_{59} = 48$, will be

$$x_{49} = 1$$

Consequently

$$x_{56} = 0;\ x_{57} = 0;\ x_{58} = 0$$

therefore

$$x_{48} = 27;\ x_{47} = 2;\ x_{46};\ = 20$$
$${}_mf_5 = x_{3.10} + x_{49} = 16 + 1 = 17$$

Let us determine ${}_mf_4$.

Since

$$x_{3.11} = 15$$
$$x_{59} = 48$$
$$x_{2.10} = 16$$
$$x_{48} = 27$$

we shall obtain:

$$_mf_4 = x_{3.11} + x_{59} + x_{2.10} + x_{48} = 101$$

For $_mf_3$, $_mf_2$, $_mf_1$ it will be easy to see that:

$$_mf_3 = x_{3.12} + x_{36} + x_{47} = 19$$

$$_mf_2 = x_{31} + x_{46} = 13 + 20 = 33$$

$$_mf_1 = 0\,.$$

Finally it will be:

$$_mS_p = 33 \times 2 + 19 \times 3 + 101 \times 4 + 17 \times 5 = 612$$

that is, the same value which we obtained for $_mS_p$.

The index of dissimilarity will be then:

$$D_p = \frac{612}{1733} = 0{,}3531$$

Table (T) in the case of $_Mf_i$ will be:

	Birth of the mother												Totals
Birth of the 1st son	154	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	154
	13	162	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3	178
	0	0	168	0	0	0	0	0	9	32	10	5	224
	0	0	0	168	0	0	0	10	40	0	0	0	218
	0	0	0	0	128	29	2	17	0	0	0	0	176
	0	0	0	0	0	121	0	0	0	0	0	0	121
	0	0	0	0	0	0	107	0	0	0	0	0	107
	0	0	0	0	0	0	0	100	0	0	0	0	100
	0	0	0	0	0	0	0	0	108	0	0	0	108
	0	0	0	0	0	0	0	0	0	106	0	0	106
	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	122	0	122
	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	119	119
Totals	167	162	168	168	128	150	109	127	157	138	132	127	1733

In the case of mf_i:

Birth of the 1st son \ Birth of the mother													Totals
	154	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	154
	0	162	0	0	0	0	0	0	0	16	0	0	178
	13	0	168	0	0	9	0	0	0	16	10	8	224
	0	0	0	168	0	20	2	27	1	0	0	0	218
	0	0	0	0	128	0	0	0	48	0	0	0	176
	0	0	0	0	0	121	0	0	0	0	0	0	121
	0	0	0	0	0	0	107	0	0	0	0	0	107
	0	0	0	0	0	0	0	100	0	0	0	0	100
	0	0	0	0	0	0	0	0	108	0	0	0	108
	0	0	0	0	0	0	0	0	0	106	0	0	106
	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	122	0	122
	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	119	119
Totals	167	162	168	168	128	150	109	127	157	138	132	127	1733

Let us now consider the births of the mother and 3rd son in Rome classified according to the months of the year:

	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	Totals
Birth of the mother	316	303	317	222	264	232	250	267	250	240	245	303	3209
Birth of the 3rd son	340	266	334	266	233	235	250	245	265	264	232	279	3209
Differences between equal modalities	—	37	—	—	31	—	—	22	—	—	13	24	127
	24	—	17	44	—	3	—	—	15	24	—	—	127

We have to form the following schema by which through successive eliminations we shall obtain:

$$x_{21} + x_{12,1} = 24$$

$$x_{23} = 17$$

$$x_{54} + x_{56} = 31$$

$$x_{89} = 15$$

$$x_{11,10} = 13$$

$$_{M}f_1 = 100$$

For $_{m}f_2$:

$$x_{24} + x_{86} + x_{8,10} + x_{14,10} = 20 - x_{21} + 7 + 24 - x_{12,11} = 27$$

$$x_{24} + x_{86} + x_{8,10} + {}_{12,10} = 13 + x_{56} + 3 - x_{56} + 11 = 27$$

Therefore

$$_{M}f_2 = 27$$

Since it easy to see that

$$_{M}S_p = {}_{m}S_p,$$

whe shall have:

$$_{m}S_p = 100 + 2 \times 27 = 154$$

$$D_p = \frac{154}{3209} = 0{,}0480$$

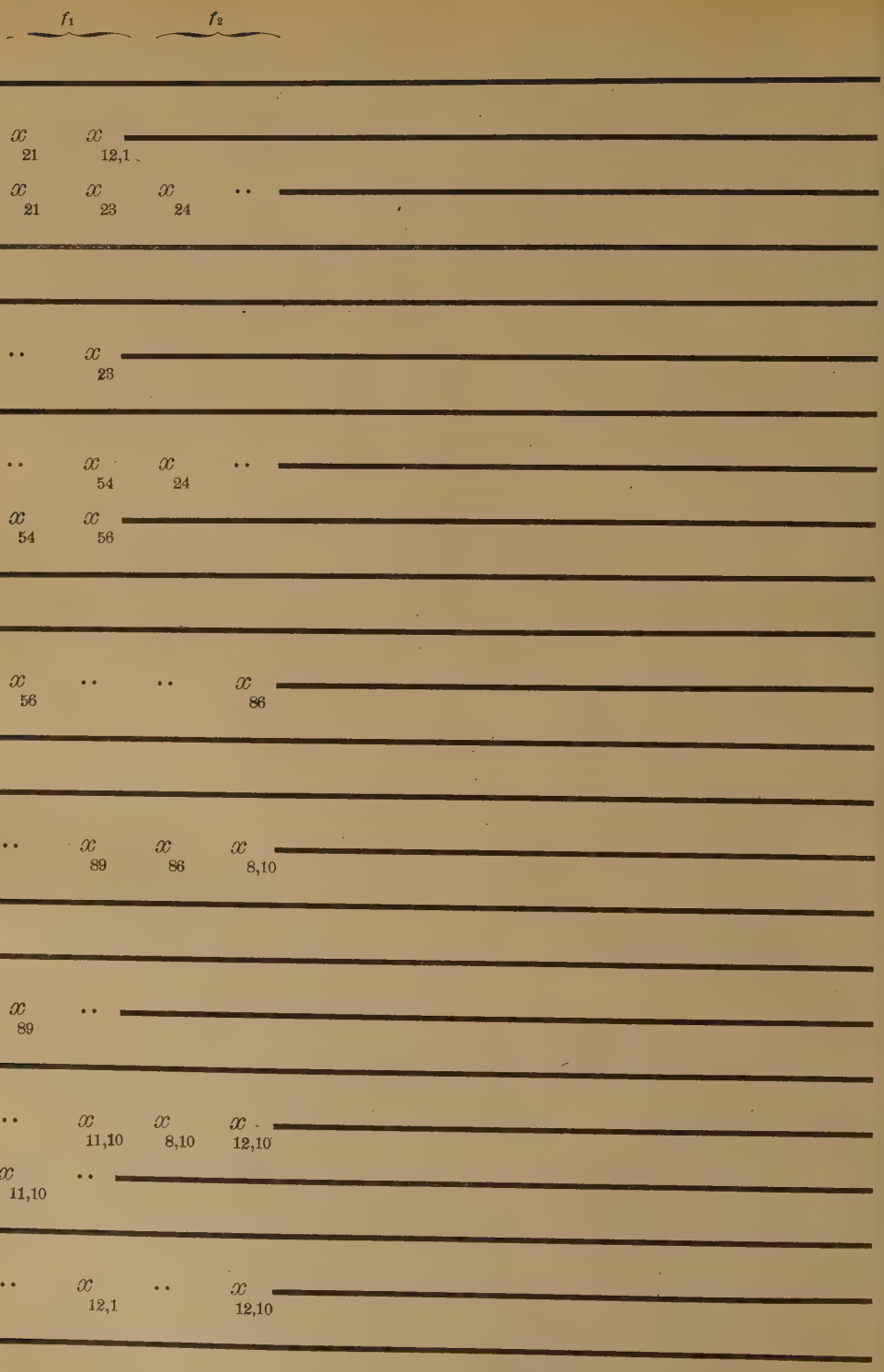

f_1
f_2
x_{21} $x_{12,1}$
x_{21} x_{23} x_{24} ..
.. x_{23}
.. x_{54} x_{24} ..
x_{54} x_{56}
x_{56} .. .. x_{86}
.. x_{89} x_{86} $x_{8,10}$
x_{89} ..
.. $x_{11,10}$ $x_{8,10}$ $x_{12,10}$
$x_{11,10}$ ..
.. $x_{12,1}$ .. $x_{12,10}$

Table (*T*) in our case becomes:

Birth of the 3rd son \ Birth of the mother													
	316	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	316
	4	266	17	16	0	0	0	0	0	0	0	0	303
	0	0	317	0	0	0	0	0	0	0	0	0	317
	0	0	0	222	0	0	0	0	0	0	0	0	222
	0	0	0	28	233	3	0	0	0	0	0	0	264
	0	0	0	0	0	232	0	0	0	0	0	0	232
	0	0	0	0	0	0	250	0	0	0	0	0	250
	0	0	0	0	0	0	0	245	15	7	0	0	267
	0	0	0	0	0	0	0	0	250	0	0	0	250
	0	0	0	0	0	0	0	0	0	240	0	0	240
	0	0	0	0	0	0	0	0	0	13	232	0	245
	20	0	0	0	0	0	0	0	0	4	0	279	303
	340	266	334	266	233	235	250	245	265	264	232	279	3209

Let us consider a last example of cyclical series of 12 modalities, that is the monthly births in Rome of the first five sons distinguishing the two different cases: mother born in the year and mother born in December, both reduced to the same total.

	Monthly Births of the first 5 sons												Totals
	J	F	M	A	M	J	J	A	S	O	N	D	
Births of the mother in the year	580	655	755	660	535	449	397	435	493	475	478	487	6399
Births of the mother in December	711	666	605	650	575	363	469	378	439	605	469	969	6399
Differences between equal modalities	—	—	150	10	—	86	—	57	54	—	9	18	384
	131	11	—	—	40	—	72	—	—	130	—	—	384

From the schema which follows, we shall obtain:

$$x_{12} = 18$$

$$x_{32} = 11$$

$$x_{45} + x_{65} = 40$$

$$x_{67} + x_{87} = 72$$

$$x_{11,10} = 9$$

Then

$$_Mf_1 = 204$$

Moreover

$$x_{31} = 113$$

and, since the maximum of

$$x_{8,10} = 57 - x_{87}$$

will be obtained putting

$$x_{87} = 16$$

that is

$$x_{8,10} = 57 - 16 = 41$$

we shall have:

$$_Mf_2 = 113 + 41 = 154.$$

Since it is

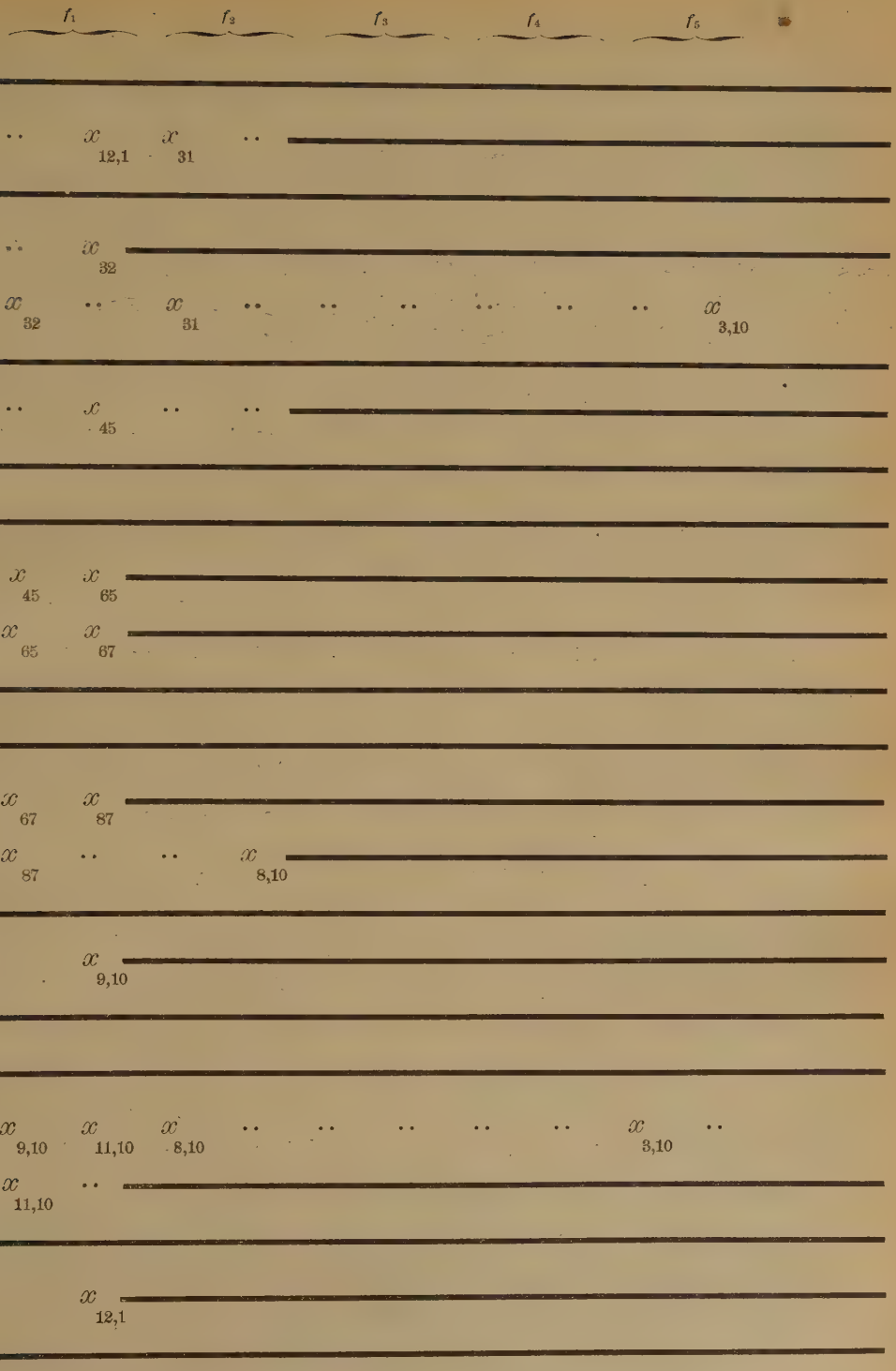
$$_Mf_3 = 0$$

$$_Mf_4 = 0$$

$$_Mf_5 = x_{3,10} = 26$$

we shall obtain:

$$_MS_p = 204 + 2 \times 154 + 5 \times 26 = 642$$


f_1
f_2
f_3
f_4
f_5
x 12,1
x 31
x 32
x 32
x 31
x 3,10
x 45
x 45
x 65
x 65
x 67
x 67
x 87
x 87
x 8,10
x 9,10
x 9,10
x 11,10
x 8,10
x 3,10
x 11,10
x 12,1

Calculating now ${}_mf_i$ by ${}_Mf_i$ beginning with ${}_Mf_5$, we shall obtain the following results:

$$x_{3,} = 0$$

Therefore:

$${}_mf_5 = 0$$

Moreover

$${}_mf_4 = 0$$

$${}_mf_3 = 0$$

and, since:

$$x_{8,10} = 49$$

$$x_{31} = 131$$

$$x_{35} = 8$$

$$x_{12,10} = 18$$

it will be:

$${}_mf_2 = 206$$

For ${}_mf_1$ we have:

$$x_{32} = 11\,;\ x_{45} = 10\,;\ x_{65} = 22\,;\ x_{67} = 64\,;\ x_{87} = 8$$
$$x_{9,10} = 54\,;\ x_{11,10} = 9$$

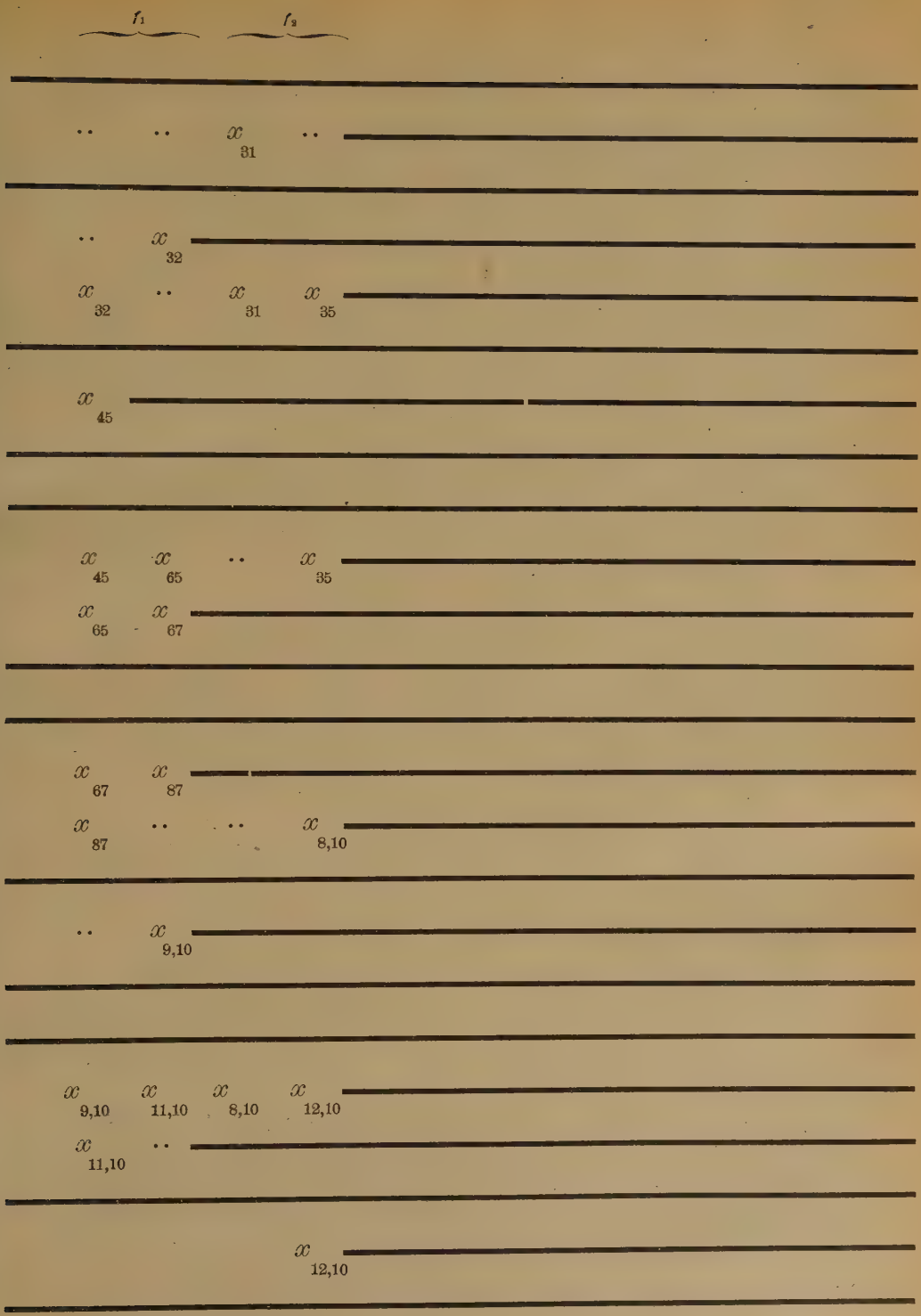
that is

$${}_mf_1 = 178$$

Therefore

$${}_mS_p = 206 \times 2 + 178 = 590$$

The schema which follows reproduces the transparent sheet by which we have obtained the results given above:


f_1
f_2
x 31
x 32
x 32
x 31
x 35
x 45
x 45
x 65
x 35
x 65
x 67
x 67
x 87
x 87
x 8,10
x 9,10
x 9,10
x 11,10
x 8,10
x 12,10
x 11,10
x 12,10

We have to notice that in the case considered above:

$$_mS_p < {}_MS_p$$

The index of dissimilarity will then be:

$$D_p = \frac{590}{6399} = 0{,}092$$

Table (T) becomes:

													Totals
	580	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	580
	0	655	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	655
	131	11	605	0	8	0	0	0	0	0	0	0	755
	0	0	0	650	10	0	0	0	0	0	0	0	660
	0	0	0	0	535	0	0	0	0	0	0	0	535
	0	0	0	0	22	363	64	0	0	0	0	0	449
	0	0	0	0	0	0	397	0	0	0	0	0	397
	0	0	0	0	0	0	8	378	0	49	0	0	435
	0	0	0	0	0	0	0	0	439	54	0	0	493
	0	0	0	0	0	0	0	0	0	475	0	0	475
	0	0	0	0	0	0	0	0	0	9	469	0	478
	0	0	0	0	0	0	0	0	0	18	0	469	487
Totals	711	666	605	650	575	363	469	378	439	605	469	469	6399

13. We do not go further in this matter since all principal aspects which may appear in the calculation of the *minimum* of the sum of differences between corresponding modalities of two cyclical series, have been, by the examples given above, already considered.

Since the case of *maximum* will be the object of our particular attention speaking of the concordance between cyclical series we refer to that chapter for this argument. I wish in the following chapter to summarise some results obtained by calculating several indices of dissimilarity.

§ II

14. — *Dissimilarity between the period of birth of the mothers and that of the first 5 sons in Rome and Matelica* - Tables I to X at the end of this paper contain the data of monthly distribution of the births of the mothers and of the first 5 sons in the cities of Rome and Matelica. (1)

We have added up these data according to groups of four, three and two months each, beginning the groups of four months, first from January and then successively from February, March, April; and analogously the groups of three and two months.

In these groups, the selection of the month of commencement is obviously a matter of no importance.

Here are given the indices of dissimilarity between the periods of birth indicated above:

Indices of dissimilarity — Rome

Sons	Groups of four months beginning from			
	January	February	March	April
I	0.030	0.040	0.032	0.035
II	0.012	0.019	0.024	0.022
III	0.016	0.003	0.016	0.006
IV	0.010	0.022	0.012	0.020
V	0.019	0 030	0.014	0.023

(1) Tables have been composed by Prof. Boldrini of the « Università del Sacro Cuore » of Milan and kindly lent for my investigations by the « Gabinetto di Statistica » of the University of Padua.

Sons	Groups of three months beginning from		
	January	February	March
I	0.064	0.037	0.062
II	0.029	0.032	0.027
III	0.009	0.012	0.018
IV	0.012	0.023	0.033
V	0.030	0.022	0.025

Sons	Groups of two months beginning from	
	January	February
I	0.085	0.079
II	0.038	0.049
III	0.037	0.011
IV	0.028	0.037
V	0.033	0.054

Sons	Monthly groups
I	0.164
II	0.088
III	0.048
IV	0.076
V	0.090

Matelica

Sons	Groups of four months beginning from			
	January	February	March	April
I	0.063	0.036	0.072	0.068
II	0.027	0.033	0.043	0.036
III	0.041	0.046	0.054	0.039
IV	0.037	0.039	0.044	0.052
V	0.051	0.040	0.040	0.030

Sons	Groups of three months beginning from		
	January	February	March
I	0.079	0.133	0.141
II	0.051	0.048	0.046
III	0.069	0.055	0.093
IV	0.091	0.054	0.055
V	0.050	0.138	0.069

Sons	Groups of two months beginning from	
	January	February
I	0.182	0.171
II	0.073	0.072
III	0.110	0.105
IV	0.091	0.110
V	0.105	0.083

Sons	Monthly groups
I	0.353
II	0.146
III	0.223
IV	0.200
V	0.174

Then, reducing all the above indices to the same unit, that is *the month*, calculating also the corresponding arithmetical means, we shall obtain the following results:

Sons	Groups of four months beginning from				Groups of three months beginnig from			Groups of two months beginning from		Months	Means referred to groups of		
	Jan.	Feb.	March	Apr.	Jan.	Feb.	March	Jan.	Feb.		4 months	3 months	2 months
						ROME							
I	0.12	0.16	0.13	0.13	0.19	0.11	0 18	0.17	0.16	0.16	0.14	0.16	0.16
II	0.05	0.08	0.10	0.09	0.09	0.10	0.08	0.08	0.10	0.09	0.08	0.09	0.09
III	0.06	0.01	0.06	0.04	0.03	0.04	0.05	0.08	0.02	0.05	0.04	0.04	0.05
IV	0.04	0.08	0.04	0.08	0,04	0.07	0.10	0.06	0.07	0.08	0.06	0.07	0.07
V	0.07	0.12	0.06	0.09	0.09	0.06	0.08	0.07	0.12	0.09	0.08	0.08	0.09
						MATELICA							
I	0.25	0.15	0.29	0.27	0.24	0.40	0 42	0.36	0.34	0.35	0.24	0.36	0.35
II	0.11	0.13	0.17	0.15	0.15	0.14	0.13	0.14	0.14	0.15	0.14	0.14	0.14
III	0.16	0.17	0.22	0.16	0.21	0.17	0.28	0.22	0.21	0.22	0.18	0.22	0.22
IV	0.15	0.16	0.18	0.21	0.27	0.16	0.17	0.18	0.22	0.20	0.18	0.20	0.20
V	0.21	0.16	0.16	0.12	0.15	0.41	0.21	0.20	0.17	0.17	0.16	0.26	0.19

Attention is directed to the following points:

a) The period comprised in the various monthly groupings does not indicate any remarkable influence — either in the case of Rome or Matelica — upon the indices of dissimilarity: there is a very slight tendency towards increase as we proceed from the longer to the shorter group periods (e. g. 4 — 2 months).

b) Disregarding negligible discordances the dissimilarity between the births of mothers and 1st sons is greater than is to be found in the cases of births of mothers and other sons (not first sons). This is true of observed cases in both Rome and Matelica. It seems that the period of the birth of the 1st son is influenced by that of the wedding, since — as it is well known — weddings are celebrated with different frequency according to the different periods of the year.

15. — *The index of dissimilarity of the weddings classified according to the days of the week, for different cities and periods.* (1)

Results of the calculation of the indices of dissimilarity between distributions of weddings according to the days of the week are as follows:

between the weddings in	Berlin	1904	$D_d = 0{,}58$
and » » »	Rome	1897-906	
between » » »	Madrid	1900-904	$D_d = 0{,}22$
and » » »	Rome	1897-906	
between » » »	Cremona	1887-89	$D_d = 0{,}45$
and » » »	Rome	1887-96	
between » » »	Florence	1912-13	$D_d = 0{,}23$
and » » »	Rome	1907-14	
between » » »	Florence	1916-17	$D_d = 0.22$
and » » »	Rome	1915-17	
between » » »	Rome	1877	$D_d = 0{,}20$
and » » »	»	1915-17	

(1) See *Di una estensione d l concetto di scostamento medio etc.* already quoted.

We have to notice here that the large dissimilarity between Berlin and Rome may depend on the influence on the distribution of the different marriage customs in these capitals, while this difference would be considered much lower between Madrid and Rome.

In the two last cities for example, Tuesday is regarded superstitiously as an unlucky day, and consequently few wedding ceremonies are performed on that day.

Having regard to the different marriage customs, a remarkable dissimilarity exists between Rome and Cremona especially in the earlier periods. On the other hand, little differences occur in the distributions of weddings in Rome and Florence in the pre-war and war periods. Similarly, little dissimilarity occurs in Rome in the two periods 1877 and 1915-17.

16. — *Indices of dissimilarity between the wind-rose of each anemomethric stations of the Kingdom of Italy and the mean wind-rose of the corresponding territorial division.*

In the following tables we give the indices of dissimilarity between the mean wind-rose of each « territorial division » (1) of the Kingdom of Italy and the wind-rose of the anemomethric stations of the respective « territorial division ». The frequencies of the eight principal directions of the winds has been given for each anemomethric station by Prof. Eredia in his interesting work « I venti in Italia » (2) to which we have had reference in calculating our indices of dissimilarity.

---

(1) It is to be remarked that « *territorial divisions* » of Molise and Puglie are included in « Versante Meridionale Adriatico » those of Campania, Basilicata Calabria in « Versante Meridionale Mediterraneo ».

(2) See Dott. Filippo Eredia « I venti in Italia ». Rivista Tecnica di Areonautica e Bollettino della Società Areonautica. Roma Poligrafia Italiana 1909.

Indices of dissimilarity between the wind-rose of the anemometric stations and those of the territorial divisions of the Kingdom of Italy.

Piedmont		Lombardy		Venetia		Liguria	
Novara . . .	0.83	Salò	0.73	Treviso . .	0.43	Savona . . .	0.47
Valdobbia. .	0.69	Como	0.52	Venezia. .	0.39	Spezia. . . .	0.40
Brà	0.52	Stelvio . . .	0.46	Udine. . .	0.38	Chiavari. . .	0.39
Asti	0.46	Brescia . . .	0.45	Bassano. .	0.36	S. Remo . .	0.29
Torino. . . .	0.39	Cremona . .	0.32	Belluno. .	0.34	Genova . . .	0.24
Novi Ligure	0.37	Mantova. . .	0.27	Auronzo .	0.32	Àlassio . . .	0.22
Varallo . . .	0.25	Pavia	0.25	Padova . .	0.31	Bargone. . .	0.15
Vigevano . .	0.20	Bergamo . .	0.25	Verona . .	0.29		
Cuneo	0.18	Milano . . .	0.13	Rovigo . .	0.29		
				Vicenza. .	0.27		
				Conegliano	0.20		
Average	0.43	*Average*	0.38	*Average*	0.33	*Average*	0.31

Emilia		Tuscany		The Marches and Umbr.		Lazio and Abruzzi	
Sestola . . .	0.65	Vallombrosa	0.98	Ascoli Pic. .	0.85	Aquila. . . .	0.56
Bologna. . .	0.49	Livorno . . .	0.37	Urbino . . .	0.51	Tivoli	0.56
Cesena . . .	0.45	Camaldoli. .	0.36	Perugia. . .	0.43	Roma . . . ,	0.51
Mirandola. .	0.27	Pisa	0.36	Arcevia . . .	0.42	Viterbo . . .	0.46
Castelnuovo.	0.24	Pistoia . . .	0.35	Macerata . .	0.40	Teramo . . .	0.41
Ferrara . . .	0.24	Lucca	0.33	Ancona . . .	0.35	Montecavo .	0.35
Ravenna . .	0.21	Arezzo . . .	0.22	S. Agata F.	0.33	Velletri . . .	0.31
Forlì	0.20	Firenze . . .	0.17	Città di Cast.	0.30	Avezzano . .	0.29
Modena . . .	0.18	Siena	0.11	Fermo . . .	0.21	Chieti	0.23
Reggio E. .	0.14			Pesaro . . .	0.18		
Parma. . . .	0.12	—		Jesi	0.14		
Piacenza . .	0.10						
Average	0.27	*Average*	0.36	*Average*	0.37	*Average*	0.41

Versante Adriatico		Versante Meridionale		Sicily	
Castellaneta	0.62	Reggio Calabria	0.77	Caltanisetta	0.71
Agnone	0.53	Tiriolo	0.72	Mineo	0.61
Viesti	0.34	Potenza	0.60	Messina	0.48
Scerni	0.28	Elena	0.48	Riposto	0 46
Bari	0.26	Avellino	0.48	Catania	9.40
Gallipoli	0.20	Caserta	0.46	Trapani	0.34
Pomarico	0.16	Monteleone	0.44	Siracusa	0.34
Foggia	0.15	Benevento	0.40	Palermo	0.28
Lecce	0.12	Capo le Colonne	0.35	Girgenti	0.15
		Montemurro	0.33		
		Torre del Greco	0.31		
		Montevergine	0.29		
		Oppido	0.22		
		Montecassino	0.20		
		Tropea	0.16		
		Napoli	0.13		
Average	0.29	*Average*	0.40	*Average*	0.42

The two tables which follow summarise, respectively, the observations of the stations according to the territorial divisions of the Kingdom and the seasons of the year.

Wind-rose of the Kingdom of Italy according to the territorial divisions

Territorial divisions	N	NE	E	SE	S	S W	W	NW	Totals
Piedmont	199	158	116	92	146	167	205	117	1200
Lombardy	77	166	162	209	109	123	224	130	1200
Venetia	163	240	178	158	106	116	104	135	1200
Liguria	272	123	143	155	137	111	78	181	1200
Emilia	96	142	200	120	74	155	231	182	1200
Tuscany	142	180	157	138	119	163	174	127	1200
The Marches and Umbria	129	170	160	129	130	159	190	133	1200
Lazio and Abruzzi	125	139	134	170	102	202	176	152	1200
Versante Meridionale Adriatico	260	93	67	151	129	136	148	216	1200
Versante Meridionale Mediterr.	166	125	120	91	106	213	230	149	1200
Sicily	177	165	115	148	114	160	160	161	1200
Totals	1806	1701	1552	1561	1272	1705	1920	1683	13200
Means	164	155	141	142	116	155	174	153	1200

Wind-rose of the Kingdom of Italy according to the seasons of the year

Wind-rose	Seasons				Totals for the year	Means
	Winter	Spring	Sommer	Autumn		
N	184	148	156	168	656	164
N E	156	152	148	164	620	155
E	116	152	152	144	564	141
S E	124	152	156	136	568	142
S	100	120	124	120	464	116
S W	144	160	160	156	620	155
W	196	164	172	164	696	174
N W	180	152	132	148	612	153
Totals	1200	1200	1200	1200	4800	1200

Dissimilarity between the wind-rose of the territorial divisions and that one of the Kingdom:

Territorial divisions	*Indices*
Piedmont	0.09
Lombardy	0.23
Venetia	0.31
Liguria	0.22
Emilia	0.18
Tuscany	0.07
The Marches and Umbria	0.07
Lazio and Abruzzi	0.14
Versante Merid. Adriatico	0.22
Versante Merid. Mediterraneo	0.24
Sicily	0.04

Dissimilarity between the wind-rose the of the seasons and that of the year for the whole Kingdom:

Seasons	*Indices*
Winter	0.14
Spring	0.05
Sommer	0.08
Autumn	0.04.

We shall have occasion to consider again the above results speaking of the connection of the cyclical series; here, however, we will only note that:

a) in all the considered cases the index of dissimilarity is always < 1, that is, lower than the difference between two contiguous modalities which for the wind-rose is $\frac{\pi}{4}$.

b) very remarkable dissimilarity appears between the wind-roses of the corresponding territorial divisions and those of the stations which are situated in particular places e. g. Novara (0.83), Salò (0.73), Como (0,52) which are situated near the lakes; Vallombrosa (0,98), Ascoli Piceno (0,85) in the Appennino, and at a considerable altitude; Reggio Calabria (0.77) on the Messina channel and so on.

c) The dissimilarity between the wind-rose of the particular stations and corresponding territorial divisions is higher than that between the territorial divisions and the Kingdom, and between the wind-rose of the year and those for the seasons.

While the average dissimilarity between the wind-rose of stations and corresponding territorial divisions varies between a minimum in Emilia of 0,27 and a maximum in Piedmont of 0,43, the dissimilarity between the wind-rose of the territorial divisions and that of the Kingdom varies between a minimum in Sicily of 0,04 and a maximum in « Versante Mediterraneo » of 0,24.

The dissimilarity between the wind-rose of the year and that of the seasons varies between 0,04 in the autumn and 0,14 in the winter time.

II Part

§ I

1. — *Mean difference between modalities of a cyclical series.* - By an analogous method to that which we have followed in the case of rectilinear series, we may obtain the formulae for the mean difference between modalities of a cyclical series.

Let n be the number of modalities of a cyclical series.

If it is even, the mean difference will be:

$$\Delta = \frac{1}{K(K-1)} \cdot \left\{ 2 \sum_1^n{}_i \sum_1^{\frac{n}{2}-1}{}_s \, sF_i F_{i+s} + n \sum_1^{\frac{n}{2}}{}_i F_i F_{i+\frac{n}{2}} \right\} \quad (1)$$

n being odd:

$$\Delta = \frac{2}{K(K-1)} \cdot \sum_1^n{}_i \sum_1^{\frac{n-1}{2}}{}_s \, sF_i F_{i+s} \quad (2)$$

where K is the total of the considered modalities, F_i the frequency of i^{th} modalities.

As we know, the mean difference with repetition will be obtained by the relation:

$$\Delta_R = \frac{K-1}{K} \Delta \quad (3)$$

Considering e. g. the wind-rose of the Kingdom of Italy we shall have, applying (1) and (3):

$$\begin{aligned} \Delta_R = \frac{1}{(13.200)^2} \times \Big[2 \times \Big\{ & 1806 \times (1701 + 2 \times 1552 + 3 \times 1561) + \\ & + 1701 \times (1552 + 2 \times 1561 + 3 \times 1272) + \\ & + 1552 \times (1561 + 2 \times 1272 + 3 \times 1705) + \\ & + 1561 \times (1272 + 2 \times 1705 + 3 \times 1920) + \\ & + 1272 \times (1705 + 2 \times 1920 + 3 \times 1683) + \\ & + 1705 \times (1920 + 2 \times 1683 + 3 \times 1806) + \\ & + 1920 \times (1683 + 2 \times 1806 + 3 \times 1701) + \\ & + 1683 \times (1806 + 2 \times 1701 + 3 \times 1552) \Big\} + \end{aligned}$$

$$+ 8 \times \{ 1806 \times 1272 + 1701 \times 1705 + 1552 \times 1920 + 1561 \times 1683 \}] =$$

$$= \frac{347.390.040}{174.240.000} = 1{,}994$$

Considering the case of n odd let us refer to the example given by Gini (1) that is, the mean difference of the series of the weddings in Rome during 1877-86. We have to apply (2). Then:

$$\begin{aligned}\Delta = \frac{2}{22353 \times 22352} \times \{ & 1361 \times (104 + 2 \times 2109 + 3 \times 5796) + \\ & + 104 \times (2109 + 2 \times 5796 + 3 \times 67) + \\ & + 2109 \times (5796 + 2 \times 67 + 3 \times 5698) + \\ & + 67 \times (5698 + 2 \times 7218 + 3 \times 1361) + \\ & + 5698 \times (7218 + 2 \times 1361 + 3 \times 104) + \\ & + 7218 \times (1361 + 2 \times 104 + 3 \times 2105) \} = \\ = & \frac{388.528.629}{249.817.128} = 1.555\end{aligned}$$

It will be easy to see that in the case of cyclical series the quadratic mean difference with repetition, n being even, will be:

$$^2\Delta_R = \sqrt{\frac{1}{K^2} \left\{ 2 \sum_1^n{}_i \sum_1^{\frac{n}{2}-1}{}_s s^2 \, F_i \, F_{i+s} + \frac{n^2}{2} \sum_1^{\frac{n}{2}}{}_i F_i \, F_{i+\frac{n}{2}} \right\}} \qquad (1')$$

in the case of n being odd:

$$^2\Delta_R = \sqrt{\frac{2}{K^2} \sum_1^n{}_i \sum_1^{\frac{n-1}{2}}{}_s s^2 \, F_i \, F_{i+s}} \qquad (2')$$

(1) See Gini *Variabilità* e *Mutabilità*, already quoted.

2. — *Measure of the connection between distributions according to cyclical series.* (1) A and B being two characters, let the distributions of B classified according to the modalities of A. be known. Moreover let modalities of B be distributed according to a cyclical series.

Since the measure of the connection is given by a ponderate mean of the indices of dissimilarity between the total group of B and each partial group corresponding to the modalities of A - the weight being given by the number of quantities of each group - knowing the method to determine the indices of dissimilarity for cyclical series, we may now establish also for these types of distribution of characters, a proper measure of the connection.

---

(1) A measurement of the connection may be found also in the PEARSON'S *mean square contingency coefficient* which is too known in the theory of the statistical relations to need any further illustration. Here I wish to mention only that a table of double - entry, or contingency table, being given, the mean square contingency coefficient is

$$c = \sqrt{\frac{S-N}{N}}$$

in which S indicates the sum of square values of the table divided by the corresponding theoretic values viz those values which are obtained in the hypothesis, that in each partial group the distribution is similar to that of the total group, and N is the total of the table.

Coefficient c, as it is easy to see, may be applied to the study of the relations between seriations and to those qualitative characters, modalities of which are distributed according to disconnected or cyclical series; moreover it could be suggested for its simplicity in the calculation.

However, in comparison with the indices of connection proposed by prof. GINI and here extended to the case of cyclical series, it is to be noticed that in the contingency coefficient some elements are neglected thus justifying the preference that is to be given to the said indices of connection.

Not speaking of the particular meaning of the contingency coefficient in the case of the « normal curve » in which it coincides with the correlation index, we have to notice that, in the calculation of the contingency coefficient are taken into consideration only the frequencies given by the table of double entry without having regard to the modalities to which said frequencies are referred. Thus two pairs of series to each of which corresponds the same table of double-entry must have the same contingency coefficient even if modalities are different in any manner whatever.

Let the tables be different, the differences between theoretic and effective frequencies being equal; also in this case the contingency coefficient will be the same ; while it does not happen for the connection indices proposed by GINI.

In conclusion the contingency coefficient offers under particular aspects a useful peculiarity of the statistical connection; however, in its determination are neglected elements which in the measure of the connection may exercise a remarkable influence.

Let all the elements which constitute the following table be known:

	Modalities of A				Totals
	A_1	A_2	. . . . .	A_m	
Distributions of B	β_{11}	β_{12}	. . . . .	β_{1m}	F_1
	β_{21}	β_{22}	. . . . .	β_{2m}	F_2
	.	.	. . . . .	.	.
	.	.	. . . . .	.	.
	.	.	. . . . .	.	.
	β_{n1}	β_{n2}	. . . : . .	β_{nm}	F_n
Totals	φ_1	φ_2	. . . . .	φ_m	K

(I')

in which A_1, A_2, ... A_m are the modalities of a character A, F_1, F_2, ... F_n is the total group of distribution, according to a cyclical series, of another character B,

$\beta_{11}, \beta_{21}, \ldots . \beta_{n1}$
$\beta_{12}, \beta_{22}, \ldots . \beta_{n2}$
. . . . . .
$\beta_{1m}, \beta_{2m}, \ldots . \beta_{nm}$

} are the partial groups of B corresponding respectively to the modalities A_1, A_2 .... A_m of A,

φ_1, φ_2 ..... φ_m are the totals of said groups.

Call P_{AB} the measure of the connection of the distributions of B to the modalities of A; call D_i the index of dissimilarity between the total group and the i^{th} partial group of B, that is, the dis-

similarity between the two cyclical series, the frequencies of which are respectively:

$$F_1 \; F_2 \; \ldots\ldots \; F_n$$

$$\beta_{1i} \; \beta_{2i} \; \ldots\ldots \; \beta_{ni} \, .$$

Then we shall have:

$$P_{AB} = \frac{\sum_1^m{}_i \; \varphi_i \; D_i}{K} \qquad (4)$$

Since we know how to calculate D_i in the case of cyclical series, it will be easy to obtain P_{AB}.

As an application, let us calculate the measure of the connection of the wind-rose of the Kingdom of Italy to the territorial divisions of the whole Kingdom.

In this simple case of cyclical series of 8 modalities we may notice that φ_i is the same for each territorial divisions, that is:

$$\varphi_i = 1200 \, .$$

Then applying (4) and considering the values of D_i given by I Part nr 16, we shall obtain:

$$P_{AB} = \frac{1200}{13200} \times \Big(0{,}09 + 0{,}23 + 0{,}31 + 0{,}22 + 0{,}18 + 0{,}07 + \\ + 0.07 + 0{,}14 + 0{,}22 + 0{,}24 + 0{,}04. \Big)$$

$$= \frac{1{,}81}{11} = 0{,}17$$

Let us consider another example more complex, that is the connection of the distribution by months of the births of the first 5 sons to the months of birth of the mothers in Matelica according to the data of Prof. Boldrini already quoted.

We have to consider the following table 2^a column of which contains the number of sons classified according to the months of birth of the mothers, the third column contains the indices of

dissimilarity between the total groups of months of birth of the sons and each partial group corresponding to each month of birth of the mothers.

Months	φ_i	D_i
1	2	3
January . . .	546	0,06
February . . .	659	0,11
March	835	0,10
April	782	0,12
May	668	0,06
June	451	0,17
July	390	0,08
August . . .	392	0,12
September . .	396	0,10
October . . .	405	0,15
November . .	452	0,14
December . .	423	0,10
Totals	6399	

(II)

Therefore the measure of the connection in our case will be:

$$P_{AB} = \frac{714}{6399} = 0{,}11$$

3. — *Maximum of the connection* - As we have noticed in the Introduction, it is demonstrated that the maximum, which the measure of the connection of the distribution of a character B to the modalities of another character A may reach, is given by the mean difference with repetition between the quantities of the total group of distributions of the character B.

Evidently this theorem is available also for the case in which the distribution of B is given by a cyclical series.

It is also clear that the above maximum may be effectively reached only in the case where the number of the modalities of A is $\geqq$ to that of the modalities of B.

When the number of modalities of A is less than that of the modalities of B, we could reach only a maximum which will depend on the effective distributions of the two characters, and which we will call a *relative maximum*, the preceding one being called, instead, the *absolute maximum*.

We know how to determine the mean difference with repetition for cyclical series, therefore we may determine without any difficulty the *absolute maximum* of the connection, since, as we know, this maximum coincides with the said mean.

For the *relative maximum* we have to notice that it will be obtained by distributing the modalities of B in partial groups, so that each group contains only modalities which differ from each other as little as possible.

It is evident that the above distribution may be effected also for the cyclical series, as we noticed in the case of rectilinear series, by several methods. However, since for the cyclical series we cannot speak of arithmetical means, it will be excluded for these the convention applied to the rectilinear ones. Therefore, we propose in the case of cyclical series, to group the modalities of each partial distribution of B around that one which shows the highest frequency. Of course it will be effected in agreement with the total distributions of the two characters.

If e. g. we have to determine the *relative maximum* of the connection, according to the above agreement between two characters A and B given by the following table:

	Modalities of A			Frequencies of B
Partial distributions of B	1	6	58	65
	9	4	3	16
	13	10	8	31
	2	30	6	38
Totals	25	50	75	150

(III)

we shall obtain immediately the following table:

	Modalities of A			Frequencies of B
Partial distribution of B	0	0	65	65
	0	6	10	16
	25	6	0	31
	0	38	0	38
Totals	25	50	75	150

(IV)

While the mean difference with repetition of the total group of B, that is, the absolute maximum of the connection in our case is

$$\Delta_R = 0{,}93$$

the relative maximum, that is, the measure of the connection which we may calculate by Table (IV), will be

$$R_{AB} = \frac{184 \times 25 + 78 \times 50 + 96 \times 75}{22500} = 0{,}70$$

the measure of the connection in the case of Table (III) being:

$$P_{AB} = \frac{106 \times 25 + 56 \times 50 + 66 \times 75}{22500} = 0{,}48$$

In the particular case where two or more partial groups of B show the highest respective frequencies according to the same modality of A, we shall agree to refer to the group which contains the highest of the said frequencies and then for the other we shall consider the frequency which follows immediately in size.

Consider a little further an application of this convention.

4. — *Index of Connection.* - We may now extend to the cyclical series, the calculation of the *index of connection* that has been established for rectilinear and disconnected series. Since the index of connection has been defined as the ratio between the measure of the connection and its maximum, we shall obtain, also for cyclical series, two types of indices of connection, according to the case in which we consider for the maximum of the connection the relative or the absolute index.

Moreover, we may speak of the simple or quadratic index of connection, according to the case in which we choose for the measure of the connection the simple or the quadratic indices of dissimilarity and their corresponding maximums.

Thus, also for cyclical series, we may establish the following formulae similar to those obtained for the rectilinear ones:

Simple index of connection with reference to the absolute maximum:

$$C = \frac{\sum_i \varphi_i D_i}{K \Delta_R} \qquad (5)$$

D_i being the index of dissimilarity between the total group of B and the partial one corresponding to the i^{th} modality of A; φ_i its weight; K the total number of the considered modalities, and Δ_R the mean difference with repetition of the total group of B.

Quadratic index of connection with reference to the absolute maximum:

$${}^2C = \frac{1}{{}^2\Delta_R} \sqrt{\frac{\sum_i \varphi_i ({}^2D_i)^2}{K}} \qquad (6)$$

For the simple and quadratic index of connection with reference to the relative maximum, we shall only have to substitute in the respective denominators of the above formulae, the particular value of the said maximum.

5. — *Examples.* Let us now consider examples of the calculation of the indices of connection for cyclical series:

a) First of all let us consider *the simple index of connection of the wind-rose of the Kingdom of Italy to the territorial divisions.*

Since the number of the territorial divisions is larger than that of the wind-rose we have to calculate only the index of connection, referring it to the absolute maximum. Therefore, since according to nr 2 of this paragraph the measure of the connection is

$$P_{AB} = 0{,}17$$

and according to nr 1

$$\Delta_R = 1{,}99$$

The simple index of connection will be:

$$C = \frac{0{,}17}{1{,}99} = 0{,}085 \text{ that is } 8{,}5\,\%$$

b) considering the *simple index of connection of the distribution by month of the birth of the first five sons to the months*

of birth of the mother in Matelica, we know from nr 2 of this paragraph that the measure of the connection is

$$P_{AB} = 0{,}11$$

Since in this case we have

$$\Delta_R = 3{,}00$$

the index of connection we wish to know will be:

$$C = \frac{0{,}11}{3{,}00} = 0{,}037 \text{ that is } 3{,}7\%$$

Also in this case, since the number of modalities of both the above characters is the same, an absolute maximum will be actually reached; then we have not to calculate the simple index of connection with reference to the relative maximum.

c) considering now the theoretical example of nr 3, the simple index of connection referred to the absolute maximum will be

$$C = \frac{P_{AB}}{\Delta_R} = \frac{0{,}48}{0{,}93} = 0{,}51, \text{ that is, } 51\%$$

if referred instead to the relative one:

$$C' = \frac{P_{AB}}{R_{AB}} = \frac{0{,}48}{0{,}70} = 0{,}69, \text{ that is, } 69\%$$

d) Let us calculate the simple index of connection of the wind-rose of the territorial division of Liguria to its anemometric stations. Since the number of these is lower than that of the wind-rose we shall have to consider both the absolute and the relative maximum.

The absolute maximum, that is, the mean difference with repetition, of the wind-rose of the territorial division will be

$$\Delta_R = 2{,}06$$

The relative maximum will result calculating the measure of the connection of Table (T_2) which is obtained by Table (T_1) grouping the modalities according to the convention exposed in nr 3 of this paragraph. We notice here that in our case, since according to Table (T_1) both the highest frequencies of 4^{th} and 7^{th} group correspond to the same direction of wind, we shall choose the highest one for the 4^{th} group and then for the 7^{th} group we shall choose that frequency which occupies the second place in decreasing order. Since the method appears very easy, we do not go further in explaining the composition of (T_2).

TABLE (T_1)

wind-rose	Anemomethric stations of Liguria							Totals
N	54	146	225	549	288	199	441	1902
NE	86	137	147	52	89	147	203	861
E	92	230	96	80	126	142	231	997
SE	312	103	199	81	219	98	71	1083
S	31	158	136	256	144	85	152	962
SW	100	68	172	74	60	248	59	781
W	117	83	69	91	33	140	14	547
NW	408	275	156	17	241	141	29	1267
Totals	1200	1200	1200	1200	1200	1200	1200	8400

TABLE (T_2)

wind-rose	Anemomethric stations of Liguria							Totals
N	0	43	339	1200	117	0	203	1902
NE	0	0	861	0	0	0	0	861
E	0	0	0	0	0	0	997	977
SE	0	0	0	0	1083	0	0	1083
S	0	962	0	0	0	0	0	962
SW	0	0	0	0	0	781	0	781
W	0	128	0	0	0	419	0	547
NW	1200	67	0	0	0	0	0	1267
Totals	1200	1200	1200	1200	1200	1200	1200	8400

Calculating the indices of dissimilarity of (T_2) and since the totals of the partial groups of B, that is, the weights of the above indices are all equal to 1200, the measure of connection in our case, that is, the relative maximum of the connection of (T_1) will be

$$R_{AB} = \frac{1200}{(8400)^2} \times 95936 = \frac{95936}{58800} = 1{,}63$$

We have to notice that the measure of the connection of Table (T_1) is given by the average of the indices of dissimilarity of the stations which have been exposed in n^r 16 of I Part, therefore we shall have

$$P_{AB} = 0{,}31$$

Then the index of connection of the wind-rose of Liguria to its anemomethric stations, referred to the absolute maximum will be:

$$C = \frac{0{,}31}{2{,}06} = 0{,}15, \text{ that is, } 15\%$$

referred to the relative one, will be instead:

$$C = \frac{0{,}31}{1{,}63} = 0{,}19, \text{ that is, } 19\%$$

6. — *Results of the calculation of indices of connection.*

a) Index of connection of the wind-rose of the Kingdom of Italy to the territorial divisions.

We have already found that this index is

$$C = 8{,}5\%$$

b) Index of connection of the wind-rose of the Kingdom of Italy to the seasons of the Year. According to data of n^r 16 of I Part. we shall obtain:

$$C = \frac{300 \times (0{,}14 + 0{,}05 + 0{,}08 + 0{,}04)}{1200 \times 1{,}99} =$$

$$= \frac{0{,}31}{4 \times 1{,}99} = 0{,}04, \text{ that is, } 4\%$$

While in both the above considered cases we find a very small connection, if we consider *the wind-rose of each territorial divisions of the Kingdom of Italy and that of the anemomethric stations* contained in each division, we shall obtain a stricter relation. Here are given the corresponding indices of connection :

Territorial divisions	Measure of the connection	Mean difference with repetition.	Index of connection %
Piedmont	0,4357	1,98	22
Lombardy	0,3818	1,98	19
Venetia	0,3300	1,91	17
Liguria	0,3126	2,06	15
Emilia	0,2784	1,93	14
Tuscany	0,3647	2,—	18
The Marches and Umbr.	0,3788	2,06	19
Lazio and Abruzzi. .	0,4136	1,99	21
Versante Adriatico. .	0,2990	1,94	15
» Mediterraneo	0,4011	1,93	21
Sicily	0,4231	1,99	21

According to the above results, the mean difference with repetition is about the same for all territorial divisions while the indices of connection vary but little; however, we may distinguish two groups:

1° Liguria, Emilia, Versante Mer. Adriatico in which the indices are contained between 14-15 $^0/_0$;

2° the remaining territorial divisions in which the indices are contained between 17-22 $^0/_0$.

d) We have calculated also the *connection of the wind-rose of the station of Padua to the groups of two hours of the day* during 30 years (1870 to 1899). (1)

---

(1) See Dott. G. A. Favaro. Il vento a Padova nel decennio 1890-99 e nel trentennio 1870-99. Atti del R. Istituto Veneto di S. L. ed A. Tomo LXVI Parte II — *Venezia* — Ferrari 1907.

The indices of dissimilarity between the wind-rose of the day and those of the groups of two hours each, result as follows:

Groups	D_p
0^h - 2^h	0,43
2^h - 4^h	0,54
4^h - 6^h	0,59
6^h - 8^h	0,60
8^h - 10^h	0,28
10^h - 12^h	0,19
12^h - 14^h	0,44
14^h - 16^h	0,55
16^h - 18^h	0,55
18^h - 20^h	0,52
20^h - 22^h	0,28
22^h - 24^h	0,19

Therefore the measure of the connection of the wind-rose of Padua to the groups of two hours of the day, since the number of the observations for each group is the same will be:

$$P_{AB} = \frac{1000}{12000} \Sigma D_p = \frac{5,16}{12} = 0,43.$$

Moreover, since the mean difference with repetition of the wind-rose is

$$\Delta_R = 1,68$$

the connection we wish to know is:

$$C = \frac{0,43}{1,68} = 0,26, \text{ that is, } 26\,\%$$

It seems to me that this index is very significant, since, during the extended period (30 years) of observation, the influence due to errors of observation may be considered as eliminated.

d) Still for *Padua* and for the same period of 30 years of observation (1870 to 1899) we have calculated the *connection of the wind-rose to the months of the year.*

The indices of dissimilarity between the wind-rose of the year and those of each month result as follows:

Months	D_p
January	0,48
February	0,52
March	0,50
April	0,59
May	0,30
June	0,26
July	0,47
August	0,40
September	0,38
October	0,42
November	0,25
December	0,27

therefore the index of the connection of the wind-rose to the months of the year, according to observations of 30 years, will be:

$$C_{AB} = \frac{0,48}{1,68} = 0,29, \text{ that is, } 29\ \%$$

Also in this case, as in the preceding one, the relation of connection is very significant, since the influence of the errors of observation during the extended period may be considered as eliminated.

§ II

7. — *The relation of concordance between cyclical series.* - Meanings of dissimilarity and connection being extended according to the preceding paragraph to the cyclical series, we have now to apply to these forms of distribution also the relation of concordance according to the meanings expressed in § IV of the Introduction for the seriations and rectilinear and disconnected series.

The field of our work will, in the present case, be more circumscribed. More exactly, since in the case of cyclical series the meaning of the « opposite » of a character does not exist, we shall be compelled to use as the criterium of concordance only the principle *a*) of n^r 19 of the Introduction, that is, to decide upon concordance or discordance between two associated charactes which are distributed according to cyclical series, we have to observe the following principle : « The modalities of two characters may be called concordant or discordant according to whether the discordances between the corresponding modalities are lower or higher than those which would be the case if the modalities of a character would have been associated by chance to those of the other one ».

8. — *The simple index of homophilia for cyclical series.* - Let M_{AB} represent the sum of discordances betwen corresponding modalities of two characters A and B. Let $M_{AB,o}$ be its probable value in the hypothesis of association by chance.

Following the principle defined above we may say that modalities of A and B are concordant or discordant according to :

$$M_{AB} - M_{AB,o} \lesseqgtr 0 \qquad (7)$$

and that the higher is (7) the higher will be the concordance or discordance between the two characters. To pass from zero in the case of indifference to 1 in the case of a maximum of concordance we take as standard unit the maximum of intensity which concordance may reach. Analogously, the inferior limit which gives the maximum of discordance will be $= -1$.

Indicate by $M_{AB,1}$ the minimum of M_{AB} in the case of concordance between A and B; by $M_{AB,2}$ the maximum of M_{AB} in the case of discordance. It will be easy to see that $M_{AB,1}$, $M_{AB,2}$ will indicate respectively the minimum and the maximum of the sum of the absolute value of the differences between the corresponding modalities of the two characters A and B. These values we know how to calculate according to the theorems of n^r 3 of I Part.

In this regard we have only to notice, that, while for the case of minimum we have given many examples and applications, for the case of maximum the method is even simpler. Anyhow we will give some examples.

The probable value $M_{AB,o}$ is given, as we know, by the following formula :

$$M_{AB,o} = n. \Delta_{AB}$$

where it is : (8)

$$\Delta_{AB} = 2\,\Delta_{R\,(A+B)} - \frac{1}{2}\,(\Delta_{R,A} + \Delta_{R,B})$$

$\Delta_{R,A}$, $\Delta_{R,B}$, $\Delta_{R\,(A+B)}$ being, respectively, the mean differences with repetition between the n intensities of A, B and both of A and B together.

In conclusion the *simple index of homophilia* between the modalities of A and B according to the above established principle of concordance will be :

$$O = \frac{M_{AB} - M_{AB,o}}{M_{AB,1} - M_{AB,o}};$$

or (9)

$$O = \frac{M_{AB} - M_{AB,o}}{M_{AB,o} - M_{AB,2}}$$

accordingly

$$M_{AB} \lessgtr M_{AB,o}$$

9. — *The quadratic index of homophilia.* Instead of measuring the discordances between two modalities by the absolute value of corresponding differences, we may use the square of the same differences. Then we shall obtain, instead of the simple, *the quadratic index of homophilia.*

Let us indicate by ${}^2M_{AB}$ the corresponding symbol to M_{AB}; by ${}^2M_{AB,o}$ that to $M_{AB,o}$ and by ${}^2M_{AB,1}$, ${}^2M_{AB,2}$ those corresponding respectively to $M_{AB,1}$, $M_{AB,2}$.

Then, for the *quadratic index of homophilia*, we shall have :

$${}^2O = \frac{{}^2M_{AB} - {}^2M_{AB,o}}{{}^2M_{AB,1} - {}^2M_{AB,o}}$$

or

$${}^2O = \frac{{}^2M_{AB} - {}^2M_{AB,o}}{{}^2M_{AB,o} - {}^2M_{AB,2}} \qquad (10)$$

accordingly

$${}^2M_{AB} \lessgtr {}^2M_{AB,o}$$

In this regard we have only to notice that ${}^2M_{AB,1}$, ${}^2M_{AB,2}$ may be calculated according to the theorem of n^r 3 of I Part.

We know also that

$$ {}^2M_{AB,0} = n \ ({}^2\Delta_{AB})^2 $$

where it is :

$$ {}^2\Delta_{AB} = 2 \ ({}^2\Delta_{R\,(A+B)})^2 - \frac{1}{2} \ ({}^2\Delta_{R,A})^2 - \frac{1}{2} \ ({}^2\Delta_{R,B})^2 \ , $$

and we know how to calculate ${}^2\Delta_R$ for cyclical series according n^r 1 of II. Part.

Before giving applications of the indices of homophilia, we give, as we said, examples of the calculation of the maximum of the sum of the differences between corresponding modalities of two cyclical series.

10. — Let us take as a simple *example of the calculation of the maximum of the sum of differences between corresponding modalities of two cyclical series* the group of three months of birth of the mothers and of the first sons in Rome. According to the theorem of n^r 3 of I Part we know that the above maximum will be obtained by determining the successive maximums of the sum of the differences between corresponding modalities which differ to each other by $\frac{n}{2}$ units ; by $\frac{n}{2} - 1$ units..... 2, 1, 0 units.

We have, then, in our case to consider the following tables in which the symbols are already well known, so they do not need explanation.

Groups of three months	Birth of the mother	Birth of the 1st son
January - March . . .	1209	1082
April - June	931	957
July - September . .	996	1136
October - December ...	1007	968
Totals	4143	4143

$$\underbrace{x_{11} + x_{12}}_{f_0} + \underbrace{x_{14} + x_{13}}_{f_1} + \underbrace{}_{f_2} = 1209$$

$$x_{11} + x_{21} + x_{41} + x_{31} = 1082$$

$$x_{22} + x_{21} + x_{23} + x_{24} = 931$$

$$x_{22} + x_{12} + x_{32} + x_{42} = 957$$

$$x_{33} + x_{32} + x_{34} + x_{31} = 996$$

$$x_{33} + x_{23} + x_{43} + x_{13} = 1136$$

$$x_{44} + x_{41} + x_{43} + x_{42} = 1007$$

$$x_{44} + x_{14} + x_{34} + x_{24} = 968$$

Then, for the maximum of f_2 we shall have:

$$x_{13} = 1136 \qquad x_{31} = 996 \qquad x_{42} = 957 \qquad x_{24} = 931$$

That is ${}_M F_2 = 4020$

Therefore:

$$x_{33} = 0,\ x_{23} = 0,\ x_{43} = 0,\ x_{32} = 0,\ x_{34} = 0,\ x_{22} = 0,\ x_{12} = 0,\ x_{21} = 0,$$

and the above system of equations will be reduced to the following:

$$x_{11} + x_{14} = 1209 - 1136 = 73$$

$$x_{11} + x_{41} = 1082 - 996 = 86$$

$$x_{44} + x_{41} = 1007 - 957 = 50$$

$$x_{44} + x_{14} = 968 - 931 = 37$$

Then we shall have:

$$x_{14} = 37 \qquad x_{41} = 50$$

that is $$_MF_1 = 87.$$

Therefore $$x_{44} = 0$$

and finally: $$x_{11} = 73 - 37 = 86 - 50 = 36$$

that is $$_MF_o = 36$$

Thus the required maximum will be:

$$4020 \times 2 + 87 \times 1 + 36 \times 0 = 8127$$

As an application of the determination of the maximum of the sum of the differences between corresponding modalities of two cyclical series in the case of odd number of modalities we will take the seriations of weddings in Berlin and in Rome according to the days of the week.

According to the system given in n^r 9 of I Part, in our case we shall have to consider for the maximum of f_3 the following values:

f_3

$$x_{73} + x_{74} = 0{,}06$$

$$x_{15} + x_{25} = 0{,}30$$

$$x_{52} + x_{62} = 0{,}40$$

$$x_{63} + x_{73} = 10{,}03$$

$$x_{51} + x_{52} = 10{,}27$$

$$x_{14} + x_{15} = 11{,}46$$

$$x_{36} + x_{37} = 11{,}90$$

$$x_{41} + x_{47} = 16{,}31$$

$$x_{25} + x_{26} = 16{,}39$$

And consequently:

$$_{M}F_{3} = 76{,}82$$

Then, we shall have to consider the following table in which are in evidence only the x_{rs} which have been not considered in the preceding eliminations:

f_0 f_1 f_2

$$x_{61} = 6{,}14$$

$$x_{64} = 10{,}88$$

$$x_{66} + x_{67} + x_{61} + x_{64} = 23{,}18$$

$$x_{67} = 2{,}50$$

Then: $x_{61} = 6{,}14$ $x_{64} = 10{,}88$

that is $_{M}F_{2} = 17.02$.

Consequently: $x_{67} = 2{,}50$

that is $_{M}F_{1} = 2{,}50$.

Hence: $x_{66} = 3{,}66$

and then: $_{M}F_{0} = 3{,}66$.

Finally the maximum, we wish to find, will be:

$$_{M}S_{a} = 76{,}82 \times 3 + 17{,}02 \times 2 + 2{,}50 \times 1 = 267.$$

II. — *Indices of homophilia between months of birth of the mothers and the first five sons in Rome and Matelica.*

As an application of the theory of the concordance of cyclical series, let us consider series of monthly births of the mothers and first five sons in Rome and Matelica according to Table I - X at the end of this number.

We have to apply (9).

It is to be remarked in this regard, that M_{AB} will be rapidly obtained considering that the number of corresponding modalities, which differ from each other successively by 0, 1, 2, ... $\frac{n}{2}$ units, are given respectively by the sums of frequencies which occupy the principal diagonal of the table, which is taken under examination, the two nearest parallels to the said diagonal and the extremes of the other diagonal, and so on.

$M_{AB,1}$ is obtained multiplying the indices of dissimilarity, given in monthly prospect of n^r 14 of I. P. by the total of the table.

$M_{AB,2}$ will be calculated according to the theorem which gives the maximum of the sum of the differences between corresponding modalities of cyclical series.

M_{ABO} will be obtained according to (8) in which:

$\Delta_{R,A}$ is the mean difference with repetition of the series of monthly birth of the mother, $\Delta_{R,B}$ that of monthly birth of the considered son, $\Delta_{R,A+B}$ that of a series each term of which is composed of the sum of the births of the mother and son in each month.

We shall, then, obtain the following results:

Sons	M $_{AB}$	M $_{AB,1}$	M $_{AB,2}$	M $_{AB,0}$	O
			ROME		
I	12.299	679	..	12.429	0.012
II	12.214	364	..	12.322	0.008
III	9.570	154	..	9.691	0.013
IV	7,181	..	13.964	6.988	— 0.027
V	5.050	..	9,808	4.964	— 0.019
			MATELICA		
I	5.143	..	9.712	4.748	— 0,080
II	4.902	..	9.810	4,235	— 0,118
III	3.938	298	..	4.014	0,021
IV	2.818	192	..	2.836	0,009
V	1.854	..	3.498	1.818	—0,023

The indices of homophilia obtained above show very little concordances or discordances between the period of birth of the mother and the first five sons both in Rome and Matelica.

Disregarding the slight fractions, we should have to conclude, that between the two variables — month of birth of the mother and that of each one of the first five sons — want of concordance, that is *indifference*, is to be remarked.

TABLE I — **Rome**

Months of birth of 1st son	*Months of birth of the mother*												Totals
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
1	29	38	39	24	33	27	33	35	29	25	31	26	369
2	32	28	30	24	34	29	27	25	26	27	20	27	329
3	43	37	31	42	21	34	25	29	33	24	28	37	384
4	29	24	42	23	22	17	32	27	23	31	24	35	329
5	34	34	33	27	35	15	16	27	28	18	19	24	310
6	26	30	34	27	23	24	21	33	29	24	19	28	318
7	32	41	40	28	31	22	41	22	26	36	26	32	377
8	41	39	42	23	38	26	31	26	37	34	34	31	402
9	39	27	34	21	19	29	22	33	39	33	30	31	357
10	24	20	36	22	24	25	28	24	18	17	31	33	302
11	36	36	23	20	18	21	20	31	16	23	28	35	307
12	36	37	33	26	35	22	28	21	35	18	32	36	359
Totals	401	391	417	307	333	291	324	333	339	310	322	375	4143

TABLE II — **Matelica**

Months of birth of 1st son	*Months of birth of the mother*												Totals
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
1	14	15	25	25	17	13	11	10	5	4	13	15	167
2	12	19	21	20	19	11	12	7	10	10	6	15	162
3	13	15	17	19	21	12	10	15	12	17	12	5	168
4	18	26	23	21	14	9	11	8	15	8	8	7	168
5	8	15	17	25	10	7	6	5	6	3	15	10	128
6	17	12	23	15	15	13	12	4	6	10	15	8	150
7	14	10	18	14	12	7	5	7	4	8	4	6	109
8	8	17	15	13	17	13	4	4	12	4	12	8	127
9	13	15	27	15	19	9	8	8	13	11	9	10	157
10	11	11	17	14	12	7	9	14	8	10	11	14	138
11	13	15	11	14	12	9	9	9	8	14	7	11	132
12	13	8	10	23	7	11	10	9	9	7	10	10	127
Totals	154	178	224	218	176	121	107	100	108	106	122	119	1733

TABLE III — **Rome**

Months of birth of 2d son	*Months of birth of the mother*												Totals
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
1	52	45	43	31	30	25	26	22	34	25	24	39	396
2	39	38	38	20	39	29	27	35	31	34	30	28	388
3	38	31	46	23	31	33	25	30	30	17	30	42	376
4	35	26	36	28	14	17	28	20	22	21	28	33	308
5	29	31	36	24	24	23	28	31	22	25	19	29	320
6	21	23	21	22	24	16	24	22	31	22	35	35	296
7	33	31	26	32	22	25	32	37	25	22	26	19	330
8	41	32	38	25	34	25	32	29	26	38	24	30	374
9	31	38	34	30	31	22	30	34	25	27	31	23	356
10	29	33	37	36	24	19	17	22	25	28	30	43	343
11	22	31	25	21	26	33	27	29	32	29	18	23	316
12	33	34	34	16	33	23	23	22	34	25	26	29	332
Totals	403	392	414	308	332	290	319	333	337	313	321	373	4135

TABLE IV — **Matelica**

Months of birth of 2.d son	*Months of birth the mother*												Totals
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
1	20	19	23	17	13	7	12	9	8	9	9	18	164
2	14	23	27	17	17	15	12	13	9	16	9	7	179
3	17	20	31	29	22	10	10	9	17	12	13	15	205
4	16	23	20	36	23	16	9	7	12	6	11	13	192
5	17	16	21	19	12	15	8	7	14	9	11	11	160
6	11	9	15	15	12	10	8	9	2	8	2	5	106
7	7	3	15	11	11	4	8	9	6	8	13	5	100
8	9	8	14	13	11	10	7	13	5	15	11	8	124
9	15	14	17	4	11	10	16	6	10	8	7	7	125
10	8	14	10	20	14	8	5	6	8	8	8	11	120
11	10	14	13	21	13	2	6	10	7	6	12	10	124
12	11	13	18	16	16	14	6	4	12	11	16	9	146
Totals	155	176	224	218	175	121	107	102	110	116	122	119	1745

TABLE V — **Rome**

Months of birth of 3d son	*Months of birth of the mother*												Totals
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
1	33	37	40	26	32	16	24	33	19	32	19	29	340
2	21	27	24	22	28	13	23	26	18	16	24	24	266
3	32	35	34	17	22	24	29	25	35	23	33	25	334
4	29	27	38	17	29	16	12	16	17	26	15	24	266
5	27	23	20	13	16	16	12	28	22	12	20	24	233
6	24	20	23	14	17	22	20	19	21	15	19	21	235
7	30	19	14	17	15	19	32	17	24	20	17	26	250
8	17	24	24	20	15	20	21	17	20	19	17	31	245
9	24	31	21	20	30	28	21	13	21	22	16	18	265
10	24	14	32	17	19	19	22	24	19	19	19	36	264
11	24	19	23	15	19	22	11	22	13	18	23	23	232
12	31	27	24	24	22	17	23	27	21	18	23	22	279
Totals	316	303	317	222	264	232	250	267	250	240	245	303	3209

TABLE VI — **Matelica**

Months of birth of 3d son	*Months of birth of the mother*												Totals
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
1	9	12	13	16	18	7	6	3	7	8	12	5	116
2	13	16	16	18	12	6	10	17	8	9	11	14	150
3	10	21	29	15	19	8	9	9	11	11	10	11	163
4	13	19	14	13	13	12	10	4	8	8	6	14	134
5	11	8	18	22	18	4	5	6	9	4	4	6	115
6	9	8	10	9	7	10	6	5	6	7	11	7	95
7	5	10	13	10	6	7	4	4	7	3	7	13	89
8	8	8	7	8	8	4	5	6	6	8	3	5	76
9	11	10	14	14	11	7	8	10	8	4	6	4	107
10	4	9	11	14	14	12	6	4	4	4	8	6	96
11	9	9	10	16	10	11	7	8	4	5	8	5	102
12	11	11	18	12	7	8	3	5	3	7	7	3	95
Totals	113	141	173	167	143	96	79	81	81	78	93	93	1338

TABLE VII — **Rome**

Months of birth of 4^{th} son	*Months of birth of the mother*												Totals
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
1	16	22	30	19	20	17	20	17	14	21	18	25	239
2	17	17	22	15	23	17	17	16	17	12	13	18	204
3	26	25	23	14	21	19	13	25	11	15	21	16	229
4	13	17	19	14	13	13	13	24	13	13	12	15	179
5	19	18	23	12	13	11	15	12	12	14	14	17	180
6	18	13	20	14	17	11	20	19	18	17	17	21	205
7	18	12	19	13	16	13	13	15	19	11	14	22	185
8	18	22	18	16	13	10	11	9	18	17	16	11	179
9	17	26	18	13	12	16	14	11	10	16	17	18	188
10	23	22	14	15	14	16	17	19	12	14	14	21	201
11	23	17	16	16	21	13	9	20	12	13	17	16	193
12	16	17	25	13	13	17	16	15	15	14	12	22	195
Totals	224	228	247	174	196	173	178	202	171	177	185	222	2377

TABLE VIII — **Matelica**

Months of birth of 4th son	*Months of birth of the mother*												Totals
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
1	10	7	8	6	10	5	4	4	5	7	2	8	76
2	9	11	19	11	6	3	9	7	4	6	7	5	97
3	9	15	23	15	14	7	15	8	14	12	4	4	140
4	6	10	16	8	15	4	3	3	4	5	13	7	94
5	5	8	5	13	12	3	9	8	5	4	3	4	79
6	5	3	7	4	12	4	1	4	4	2	5	4	55
7	4	5	6	9	5	5	2	8	2	5	6	5	62
8	3	6	13	11	5	9	1	3	1	11	6	2	71
9	5	9	6	12	6	3	2	4	1	5	2	5	60
10	8	10	12	7	7	11	2	5	4	3	5	5	79
11	7	7	6	7	10	5	7	3	8	3	7	2	72
12	7	9	8	8	5	4	4	5	7	3	7	6	73
Totals	78	100	129	111	107	63	59	62	59	66	67	57	958

TABLE IX — **Rome**

Months of birth of 5th son	*Months of birth of the mother*												Totals
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
1	12	30	14	12	13	16	11	10	13	16	12	22	181
2	10	10	8	13	10	17	16	9	10	6	13	13	135
3	19	15	16	4	21	9	15	15	14	11	8	13	160
4	11	19	13	12	8	13	13	13	6	12	12	15	147
5	12	10	16	6	8	8	9	17	12	8	6	11	123
6	15	11	11	11	10	10	10	8	8	13	8	10	125
7	15	12	13	4	9	9	7	11	13	7	11	10	121
8	4	20	15	8	11	10	6	16	9	5	10	12	126
9	13	10	15	12	9	6	8	9	13	7	12	15	129
10	15	19	16	15	12	8	10	12	9	15	5	16	152
11	17	10	14	8	9	6	7	11	13	14	11	9	129
12	16	8	23	13	14	9	12	14	7	9	14	10	149
Totals	159	174	174	118	134	121	124	145	127	123	122	156	1677

TABLE X — **Matelica**

Months of birth of 5th son	*Months of birth of the mother*												Totals
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
1	6	6	12	3	6	5	3	5	2	3	5	1	57
2	2	8	4	6	7	7	6	7	3	7	7	3	67
3	8	3	11	12	10	5	4	7	4	5	5	5	79
4	6	9	8	10	4	3	6	8	7	3	6	2	72
5	4	7	2	11	3	7	2	3	2	1	4	7	53
6	2	9	7	7	6	2	0	3	4	1	2	0	43
7	3	0	9	2	5	4	4	2	3	2	1	2	37
8	3	1	10	4	4	1	0	3	1	2	6	2	37
9	3	6	5	1	5	5	5	2	2	5	2	3	44
10	6	3	1	4	6	4	4	3	3	2	2	4	42
11	1	3	6	7	9	3	2	2	4	3	5	3	48
12	2	9	10	1	2	4	2	2	3	5	3	3	46
Totals	46	64	85	68	67	50	38	47	38	39	48	35	625

RECAPITULATION

INTRODUCTION

Relation between quantitative and qualitative modalities of two characters which may be distributed according to seriations and rectilinears or disconnected series.

§ I. *Preliminary.*

1. Series and seriations. — **2.** Cograduation and contragraduation. Minimum and maximum of the sum of the absolute value and of the square of the differences between corresponding intensities of two characters. Conclusion.

§ II. *Dissimilarity.*

3. Principle of dissimilarity according to prof. Gini 's meaning and to the method used by prof. Boas. — **4.** Indices of dissimilarity.

Applications: **5.** The dissimilarity between the distributions of statures of recruits according to the territorial divisions of the Kingdom of Italy and the whole Kingdom. — **6.** Simple and quadratic indices of dissimilarity between the total distribution of the incomes of Australia in 1915 and those of the incomes classified according to classes of assets.

7. Graphic presentation and calculation of the dissimilarity. Differences between the graphic and the arithmetic method. Examples. — **8.** Indices of dissimilarity between deviations and variations. — **9.** Conclusion.

§. III. *Connection.*

10. Meaning of connection and concordance. — **11.** Indices of variability. — **12.** The measure of the connection between distributions. — **13.** Absolute and relative maximum of the measure of the connection. — **14.** Indices of connection between distributions. — **15.** Connection between means. Pearson 's correlation ratio.

Applications: **16.** Connection of the distribution of the stature of the recruits of the Kingdom of Italy to the territorial divisions of the Kingdom. — **17.** Connection of the distribution of the incomes of Australia to the assets. — **18.** Connection between incomes and corresponding means of assets and between assets and corresponding means of incomes of Australia.

§ IV. *Concordance.*

19. Principles of concordance. — **20.** The measure of the concordance. — **21.** The measure of the concordance when referred to its relative maximum: indices of homophilia. — **22.** When referred to the absolute maximum: indices of correlation. Correlation coefficient of Bravais.

Applications: **23.** Indices of homophilia and correlation between incomes and assets of Australia.

§ V. *Systematical connection and dispersion.*

24. Preliminary: A particular case of connection between disconnected series. Connection of the age of the parents to the sex of the children born in Holland during 1906-1913. — **25.** Concrete and systematical connection. Index of systematical connection. The divergency coefficient. The physical component of the dispersion. Relations between systematical connection and dispersion.

Applications: Divergency coefficient and physical component of dispersion of the distribution of male children born according to combined ages of parents in Holland.

§ VI. *Likeness and attraction.*

26. Measure of concordance for disconnected series: indices of likeness and attraction.

Applications: The indices of homogamy and attraction in the matrimonial combination according to the nationality of both the consorts in several countries and for different periods ot time.

§ VII. *Series of groups.*

27. Relations between series of groups. — **28.** Series of groups the relations of which cannot be reduced to relations of single quantities. Indices of correlations between series of groups.

Applications: **29.** Correlation between series of groups of index-number of cost of living in Italy. — **30.** Conclusion.

I. Part.

Rules for calculating dissimilarity between cyclical series.

§ I. *Theory.*

1. Feature of cyclical series — **2.** Correspondence between modalities of two cyclical series. — **3.** Minimum and maximum of the sum of the absolute value of the differences and of the square of the differences between corresponding modalities of two cyclical series. — **4.** Practical determination of the minimum of the sum of the differences between corresponding modalities of two cyclical series. — **5.** Indices of dissimilarity between cyclical series. — **6.** Cyclical series of three modalities. Examples of calculating indices of dissimilarity. — **7.** Cyclical series of four modalities. Examples. — **8.** Cyclical series of six modalities.

Examples. — **9.** Cyclical series of seven modalities. Examples. — **10.** Method of calculating the index of dissimilarity of cyclical series composed of a large number of modalities. — **11.** Cyclical series of 8 modalities. Examples. — **12.** Cyclical series of 12 modalities. Examples. — **13.** Conclusion.

§ II. *Applications.*

14. Dissimilarity between the period of birth of the mothers and that of the first 5 sons in Rome and Matelica. — **15.** The index of dissimilarity of the weddings classified according to the days of the week for different cities and periods. — **16.** Indices of dissimilarity between wind-roses of the Kingdom of Italy.

II. Part.

Connection and Concordance between cyclical series.

§ I. *Connection.*

1. Mean difference between modalilies of a cyclical series. Examples. — **2.** Measure of the connection between distributions according to cyclical series. Examples. The Pearson's mean square contingency coefficient. — **3.** Maximum of the connection. Relative and absolute maximum. Examples. — **4.** Indices of connection. — **5.** Examples: *a)* The simple index of connection of the wind-rose of the Kingdom of Italy to the territorial divisions of the Kingdom. *b)* The simple index of connection of the distribution by month of the births of the first five sons to the months of birth of the mothers in Matelica. *c)* Theoretical example. *d)* The simple index of connection of the wind-rose of Liguria to its anemomethric stations.

Applications: **6.** Results of the calculation of indices of connection: *a)* index of connection of the wind-rose of the Kingdom of Italy to the territorial divisions. *b)* Index of connection of the wind-rose of the Kingdom of Italy to the seasons of the year. *c)* Indices of connection of the wind-rose of each territorial division of the Kingdom of Italy to the anemomethric stations in each division contained. *d)* Index of connection of the wind-rose of the station of Padua to the groups of two hours of the day (period 1870 - 1899). *e)* Index of connection of the wind-rose of Padua to the months of the year period (1870 - 1899).

§ II. *Concordance.*

7. The relation of concordance between cyclical series. — **8.** The simple index of homophilia for cyclical series. — **9.** The quadratic index of homophilia. — **10.** The maximum of the sum of differences between corresponding modalities of two cyclical series. Examples.

Application: **11.** Indices of homophilia between monthly birth of the mothers and first five sons in Rome and Matelica.

Appendix — Distributions of the births of the mothers and first five sons in Rome and in Matelica according to the months of the year.

F. Savorgnan

La Fecondità delle Aristocrazie

2 - Le case ducali della Francia e del Belgio (1)

SOMMARIO: — **1.** La rilevazione dei dati. — **2 - 4.** *La nuzialità*: **2.** Stato civile ed età degli sposi. — **3.** Rango delle spose. — **4.** Divorzi, annullamenti e separazioni. — **5 - 16.** *La fecondità, i suoi indici e i suoi fattori:* **5.** Ripartizione dei matrimoni secondo il numero dei figli. — **6.** Produttività e prolificità dei matrimoni. — **7.** Prolificità bassa, media, elevata. — **8.** Valore poziore. — **9.** L'età dei coniugi al matrimonio quale fattore della fecondità. — **10.** La durata della convivenza feconda. — **11.** I matrimoni senza prole, con un figlio e a prolificità bassa, media, elevata. — **12.** L'intervallo fra le nozze e il primo parto — **13.** L'intervallo medio tra un parto e l'altro. — **14.** La restrizione volontaria della prole. — **15.** La capacità genetica. — **16.** Il rapporto dei sessi alla nascita. — **17.** *La mortalità infantile.* — **18 - 19.** *La produttività dei matrimoni dell'aristocrazia e delle altre classi della popolazione francese*: **18.** Aristocrazia, impiegati, operai. — **19.** Conclusioni.

1. — *La rilevazione dei dati.* - Le notizie intorno alla genealogia delle case ducali francesi e belghe sono contenute nella III parte dell'Almanacco di Gotha. Per analizzarne la fecondità fu fatto lo spoglio dei matrimoni contratti dai membri maschili nel ventennio 1890-1909 e dei figli nati da questi matrimoni fino a tutto il 1922 (2).

I gruppi nobiliari dei due paesi furono riuniti in uno, perchè, essendo già da secoli legati da stretti vincoli di parentela per frequenti mescolanze di sangue, formano un complesso molto omogeneo. Inoltre il numero delle case belghe era troppo ristretto per farne oggetto di uno studio separato. Delle case qui considerate, le francesi costituiscono la grandissima maggioranza e possono dividersi in due grandi categorie; quelle, la cui nobiltà è anteriore alla

(1) Cfr. La prima parte di questo studio: *Le case mediatizzate della Germania*, «Metron» Vol. III N. 3-4, 1924 e il mio articolo: *Nuzialità e fecondità delle case sovrane d'Europa*, «Metron», Vol. III N. 2, 1923.

(2) Per raccogliere questo materiale fu necessario fare lo spoglio degli Almanacchi di Gotha dal 1891 al 1923.

rivoluzione e quelle alle quali il titolo fu conferito da Napoleone I. Nel prospetto che segue le case belghe sono elencate a parte.

Case Francesi

1. Abrantès (Le Ray)
2. Albufera (Suchet)
3. Audiffret-Pasquier
4. Auerstaedt (Davout)
5. Bauffremont
6. Berwick (Fitz-James)
7. Brissac (Cossé)
8. Broglie
9. Des Cars (Pérusse)
10. Chalais (Galard de Béarn)
11. Clermont-Tonnerre
12. Fezensac (Montesquiou)
13. Gramont (Aure)
14. Harcourt
15. La Force (Caumont)
16. La Rochefoucauld
17. La Trémoille
18. Lorge (Durfort-Civrac)
19. Lucinge (Faucigny)
20. Luynes (Albert)
21. Magenta (Mac-Mahon)
22. Maillè de La Tour-Landry
23. Marmier
24. Massa (Regnier)
25. Montebello (Lannes)
26. Mortemart (Rochechouart)
27. De la Moskowa (Ney)
28. Murat
29. Noailles
30. Polignac (Chalenchon)
31. Praslin (Choiseul)
32. Rarécourt de La Vallée de Pimodan.
33. Riquet de Caraman
34. Rohan-Chabot
35. Sabran-Pontevés (Agoult)
36. De la Salle de Rochemaure
37. San Lorenzo (Dampierre)
38. Talleyrand-et Sagan
39. Tarente (Macdonald)
40. Umbriano del Precetto (Montholon-Sémonville)
41. Uzes (Crussol)

Case Belghe

42. Béthune
43. Grimberghe (Merode)
44. Ligne
45. Riquet de Caraman (Chimay)
46. Ursel (Schetz)

La nuzialità

2. — *Stato civile ed età degli sposi.* - Le combinazioni matrimoniali secondo lo stato civile furono:

Sposo	Sposa			Totale
	Nubile	Vedova	Divorziata	
Celibe	93	5	4	102
Vedovo	7	4	—	11
Divorziato	1	1	1	3
Totale	101	10	5	116

La frequenza dei vedovi e dei divorziati tra gli sposi (12 %) è alquanto superiore a quella che si riscontra in un periodo analogo nei matrimoni francesi (9,5 % nel 1896-1905) e nei belgi (10 % nel 1900) (1).

Le combinazioni matrimoniali secondo l'età furono:

Età dello sposo	Età della sposa						Totale
	— 19	20-24	25-29	30-39	40-ω	Ignota	
20-24	9	10 (1)	—	—	—	2	21
25-29	11	28	5	—	—	2	46
30-39	4	17 (1)	9	1	—	1	32
40-49	—	—	3	4	2	—	9
50-ω	1	1	1	1	4	—	8
Totale	25	56	18	6	6	5	116

(1) Compresa una sposa di cui si ignora il mese di nascita e che potrebbe quindi non aver raggiunto ancora l'età di 20 anni.

L'età normale, cioè quella intorno alla quale si riscontra un massimo addensamento, è per gli sposi dai 25 ai 29 e per le spose dai 20 ai 24 anni.

L'età media al matrimonio, (2) confrontata con quella degli sposi francesi e belgi, risulta maggiore per gli sposi e minore per le spose dell'aristocrazia.

	Aristocrazia francese e belga 1890-1909		Matrimoni francesi 1896-1905		Matrimoni belgi 1881-1885	
	Sposi	Spose	Sposi	Spose	Sposi	Spose
Prime nozze	29,9	22,1	27,9	23,6	—	—
Seconde nozze	47,4	40,6	—	—	—	—
Tutti i matrimoni . .	32	24,1	29,7	25,1	30,6	25,7
Matrimoni tra celibi e nubili	28,9	21,8	—	—	—	—
Altri matrimoni . . .	44,4	34,5	—	—	—	—

(1) Questi e gli altri dati intorno alla popolazione froncese e belga furono desunti dall'*Annuaire international de Statistique. II. Mouvement de la population.*

(2) L'età media al matrimonio fu determinata esattamente, calcolando in anni e in mesi l'età di ciascuno degli sposi.

Le stesse caratteristiche che differenziano le età degli sposi del nostro gruppo da quelle degli sposi della rispettiva popolazione, sono comuni anche agli sposi delle case mediatizzate e a quelli della nobiltà svedese e filandese, studiata dal Fahlbeck.

3. — *Rango delle spose.* - Classificate secondo il rango le spose si ripartiscono:

	Spose	%
Sovrane . . . . (Alm. I P)	1	1,7
Mediatizzate . . (Alm. II P)	1	
Principesse duchesse (Alm. III P)	30	25,9
Altre	84	72,4
Totale	116	100,0

Dei matrimoni poco più di un quarto sono omogami per rango; minima la percentuale di quelli in cui la sposa sia per nascita superiore al marito secondo la classificazione dell'Almanacco. Il gruppo delle « altre » comprende in massima parte spose di famiglie nobili non registrate dall'Almanacco, e in minima parte spose di famiglie borghesi. Rispetto alla nazionalità, le spose di pari rango sono quasi tutte francesi o belghe, salvo quattro (una italiana, una lituana, due rumene); tra quelle designate sotto « altre », numerose le americane di cui 10 degli Stati Uniti e 2 sudamericane (1). Sicchè nel periodo osservato una percentuale piuttosto notevole (più del 10 %) dei membri della grande aristocrazia francese e belga s'é scelta la sposa tra le figlie d'oltre Oceano.

4. — *Divorzi, annullamenti e separazioni.* — Dei 116 matrimoni contratti dal 1890 al 1909, sette furono sciolti per divorzio o annullamento e uno per separazione, pari al 6,9 %, sino a tutto il 1922. Nei 32 matrimoni conclusi con spose di rango pari o superiore si ebbe soltanto una separazione, ciò che potrebbe dimostrarne la maggior solidità in confronto agli altri. Molto meno consistenti risultarono invece i dodici matrimoni con le americane, dei quali ben tre furono sciolti per divorzio o annullamento. La combinazione dell'« antica saga » col « giovane sangue » ha spesso un esito poco felice.

---

(1) L'Almanacco non registra la nazionalità delle spose. Dovetti quindi dedurla dal luogo di nascita e dal cognome della sposa.

5. — *Ripartizione dei matrimoni secondo il numero dei figli.* — Dai 116 matrimoni contratti dal 1890 al 1909 nacquero, sino a tutto il 1922, 288 figli, tra i quali non figura nessun nato morto (1).

Numero dei nati per matrimonio	Numero dei		Percentuale dei	
	Matrimoni	Nati	Matrimoni	Nati
0	21	—	18,1	—
1	21	21	18,1	7,3
2	22	44	19,0	15,3
3	24	72	20,7	25.0
4	13	52	11,2	18,0
5	7	35	6,0	12,2
6	2	12	1,7	4,2
7	2	14	1,7	4,9
8	2	16	1,7	5,6
9	—	—	—	—
10	1	10	0,9	3,5
11	—	—	—	—
12	1	12	0,9	4,2
Totale	116	288		

Per la massima parte di questi matrimoni il ciclo della convivenza feconda, che dura in media da 10 a 15 anni, può ritenersi esaurito, soltanto per 8 matrimoni contratti nel 1908 e nel 1909 e ancora esistenti nel 1922, la convivenza feconda potrebbe non esser del tutto cessata.

6. — *Produttività e prolificità dei matrimoni.* - Tanto la produttività quanto la prolificità sono da considerarsi come due aspetti della fecondità dei matrimoni. La prima si misura dividendo il numero dei nati per quello di tutti i matrimoni; la seconda dividendolo per quello dei soli matrimoni con prole. Nonostante la

(1) L'Almanacco dovrebbe registrare anche i nati morti come s'è visto a proposito delle case sovrane. Per il gruppo delle case franco-belghe non s'è riscontrato nessun nato morto, un nato figura morto il giorno stesso della nascita.

piccolezza dei numeri s'è tenuta distinta la media delle case francesi da quella delle belghe per rendere possibili i confronti con le rispettive popolazioni.

	Media dei nati	
	Per tutti i matrimoni (produttività)	Per i matrimoni con prole (prolificità)
Case francesi	2,32	2,89
Case belghe	3,64	3,95
Insieme	2,48	3,03

La produttività dell'aristocrazia francese 2,32 risulta un po' inferiore, e quella della belga 3,64 un po' superiore alla produttività dei matrimoni francesi 2,55 e belgi 3,19, calcolata dal Benini per il periodo 1891-1910 (1). Le differenze essendo minime, la produttività dei gruppi aristocratici può dirsi eguale a quella delle rispettive popolazioni.

7. — *Prolificità bassa, media, elevata.* - Indici appropriati della prolificità si possono ricavare dalle percentuali dei matrimoni a prolificità bassa (1-3 figli), media (4-6 figli), elevata (7 e più figli). Si sono inoltre calcolate le percentuali con cui i nati da quelle tre categorie di matrimoni concorrono a formare il totale dei nati.

Prolificità	Matrimoni con prole %	Nati %
Bassa (1-3 figli) . .	70,5	47,6
Media (4-6 ») . .	23,2	34,4
Elevata (7 e più figli)	6,3	18,0

Dei matrimoni dell'aristocrazia francese e belga la grandissima maggioranza è a prolificità bassa, minima è la frazione di quelli a prolificità elevata. Dei nati meno della metà proviene da matrimoni a prolificità bassa e più di un terzo da quelli a media.

(1) R. Benini, *Elementi di statistica metodologica* pag. 268, Roma, 1914.

8. — *Valore poziore.* - Anche il valore poziore, cioè quel valore che moltiplicato per la sua frequenza dà un massimo (1), può assumersi come un indice della prolificità. Questo indice mostra quale sia le categoria di matrimoni, classificati secondo il numero dei figli, che concorre più delle altre a formare le generazioni future. Nel nostro caso esso è 3, perchè i matrimoni con tre figli moltiplicati per il loro numero 24 danno 72 nati, il valore massimo nella seriazione dei figli.

9. — *L'età dei coniugi al matrimonio quale fattore della fecondità.* - Il numero dei nati dalle varie combinazioni secondo l'età degli sposi fu: (2).

Numero dei nati

Età dello sposo al matrimonio	Età della sposa al matrimonio						Totale
	— 19	20-24	25-29	30-39	40-ω	Ignota	
20-24	24	34	—	—	—	1	59
25-29	31	84	9	—	—	2	126
30-39	15	60	15	0	—	1	91
40-49	—	—	5	3	0	—	8
50-ω	2	2	0	0	0	—	4
Totale	72	180	29	3	0	4	288

Per la fecondità monogena, vale a dire considerando separatamente l'età dei coniugi al matrimonio, si ottengono le seguenti medie:

Fecondità maschile		Fecondità femminile	
Età dello sposo al matrimonio	Media dei nati	Età della sposa al matrimonio	Media dei nati
20-24	2,81	-19	2,88
25-29	2,74	20-24	3,21
30-39	2,84	25-29	1,61
40-49	0,89	30-39	0,50
50-ω	0,50	40-ω	0

(1) C. Gini; *Appunti di Statistica*, Padova, 1915, pag, 380.

(2) Il segno - indica la mancanza di combinazioni matrimoniali di quelle età (vedi prospetto delle combinazioni matrimoniali secondo l'età), il segno O la mancanza di prole nelle rispettive combinazioni matrimoniali.

Sulla fecondità maschile, l'età al matrimonio — eccettuate le classi di sposi superiori ai 40 anni — sembra aver poca influenza; la fecondità femminile decresce invece rapidamente dai 25 anni in poi.

Per la fecondità bigena, vale a dire considerando le età combinate degli sposi al matrimonio, si ottengono le seguenti medie:

Media dei nati

Età dello sposo al matrimonio	Età della sposa al matrimonio			
	-19	20-24	25-29	30-39
20-24	2,67	3,40	—	—
25-29	2,82	3,00	1,80	—
30-39	3,75	3,53	1,67	0
40-49	—	—	1,67	0,75
50-ω	2,00	2,00	0	0

Il massimo si ha per la combinazione: sposo 30-39 sposa -19. Si osserva in genere che anche uomini maturi hanno prole relativamente numerosa se la moglie è giovane. Ciò conferma una volta di più che l'intensità della fecondità matrimoniale è determinata sopratutto dall'età della donna.

10. — *La durata della convivenza feconda.* - Per studiare la convivenza feconda, che dura, come generalmente si ammette, 15 anni, conviene limitare l'indagine ai 64 matrimoni con prole (1), la cui durata supera i 15 anni, e determinare in quale anno di matrimonio ebbe luogo l'ultimo parto. Classificati i matrimoni in tre categorie a seconda che l'ultimo parto si verificò negli anni di matrimonio:

	Numero dei matrimoni	%	Media dei nati
Dal I-X	37	57,8	2,27
Dall'XI - XV	19	29,7	3,84
Dal XVI in poi	8	12,5	6,62
Dal I in poi	64	100,0	3,28

(1) Dai 116 matrimoni sono da detrarsi 21 matrimoni senza prole, 8 matrimoni contratti nel 1908-09 e 23 sciolti prima che siano trascorsi 15 anni dalla data delle nozze.

Si vede che per più della metà dei matrimoni la convivenza feconda cessa dopo 10 anni e per più di un decimo oltrepassa i 15 anni di matrimonio. Però essendo il numero dei nati (12) dall'inizio del XVI anno in poi piuttosto esiguo, risulta che la convivenza feconda protratta oltre il limite normale dà scarsi frutti. Il massimo della durata della convivenza feconda supera di poco i 22 anni (1).

La prolificità cresce col crescere della durata della convivenza feconda, e mentre per i 64 matrimoni, per i quali il periodo della convivenza feconda può ritenersi chiuso la media dei nati è 3,28, per gli altri 31 non è che 2,52. Da ciò risulta quanto influisca sulla prolificità l'esaurirsi o meno del ciclo di convivenza feconda.

La durata della convivenza feconda dipende naturalmente dall'età dei coniugi al matrimonio e particolarmente da quella delle spose. Le spose giovani sono più prolifiche non solo perchè fisiologicamente più feconde, ma anche perchè maggiore è la probabilità di una convivenza feconda più lunga del normale.

11. — *I matrimoni senza prole, con un figlio e a prolificità bassa, media, elevata.* - Dei 21 matrimoni senza prole, 11 erano seconde nozze (1 per il marito, 5 per la moglie e 5 per tutt'e due); 5 furono annullati. Che le seconde nozze siano generalmente poco prolifiche è cosa notoria. Nei casi di divorzio e di separazione i contatti tra i coniugi sono presumibilmente più rari e spesso vengono a cessare molto prima dell'annullamento del matrimonio.

Meglio di queste constatazioni generiche, delle cause della mancanza di prole c'informa un'analisi dell'età degli sposi e della durata del matrimonio.

Le età medie degli sposi 42,33 e delle spose 34,65 superano di 10 anni quelle di tutto il gruppo e in particolare si osserva: che degli sposi, 11 avevano più di 40 anni, di cui 6 più di 50, e delle spose, 6 più di 40, di cui 5 più di 45. Dei matrimoni 4 si sciolsero per morte o per divorzio durante il terzo anno. Si può presumere quindi che per lo meno una decina di matrimoni siano rimasti infecondi o per l'età troppo avanzata dei coniugi, o per la troppo breve durata. Gli altri — essendo molto raro che l'astensione completa dalla prolificazione sia voluta — rappresenterebbero i casi di sterilità organica o patologica. Il coefficente di sterilità, prescin-

(1) L'ultimo parto s'è verificato nel XXIII anno di matrimonio.

dendo da eventuali aborti di cui non è possibile aver notizia — si aggirerebbe intorno al 10 % del totale dei matrimoni.

A proposito dei figli unici si nota che in 8 casi su 21 la nascita ebbe luogo tra il quarto e il quattordicesimo anno di matrimonio. Ciò conferma l'ipotesi formulata nei miei studi precedenti che l'*unigenicità* — oltre che dalla breve durata del matrimonio — dipenda spesso da qualche difetto organico che rende difficile e tardiva la fecondazione.

Nelle tre categorie in cui si sono divisi i matrimoni secondo la prolificità, l'età media degli sposi fu:

Matrimoni a prolificità	Età media al matrimonio	
	Sposo	Sposa
Bassa (1-3 figli)	30,04	21,97
Media (4-6 »)	28,86	21,36
Elevata (7-ω »)	28,83	21,33

L'età media nei matrimoni a bassa prolificità differisce ben poco, specialmente per le spose, da quella dei matrimoni a prolificità elevata. Dato dunque che la bassa prolificità non può attribuirsi all'età, e soltanto in pochi casi può imputarsi a una breve durata (12 matrimoni su 67 durarono meno di 10 anni), è lecito sospettare ch'essa sia dovuta a pratiche preventive. Dei matrimoni a prolificità media uno solo, e di quelli a elevata nessuno ebbe durata inferiore a 10 anni.

12. — *L'intervallo fra le nozze e il primo parto.* - Il primo parto ha luogo in media 22 mesi dopo il matrimonio. (1) Questo intervallo si accosta molto a quelli calcolati recentemente dal Coghlan e dal Knibbs e coincide con quelli determinati da me per gli altri gruppi dell'aristocrazia. I valori di maggior frequenza che assume l'intervallo oscillano tra i 9 e 12 mesi, e in ciò pure v'è concordanza con le precedenti ricerche.

Considerando l'intervallo tra le nozze e il primo parto in funzione del numero dei figli nati dal matrimonio si trova

(1) L'intervallo tra la data del matrimonio e il primo parto fu determinato caso per caso in anni e mesi. I primi parti presi in considerazioue furono 91, poichè se ne dovettero escludere 2 avvenuti qualche anno prima della nozze e 2 di cui si ignorava la data precisa.

Matr. con figli	Intervallo medio
1	37
2-4	21
5-ω	13 ½

che quanto più prossima alla data del matrimonio è la prima nascita, tanto maggiore è la prolificità. La differenza molto notevole tra l'intervallo nei matrimoni con un figlio e gli altri conferma l'ipotesi dianzi affacciata che il ritardo nel primo parto sia indizio di una debole capacità genetica, tanto più che l'uso dei mezzi preventivi non è comunemente praticato nei primi tempi del matrimonio.

13. — *L'intervallo medio tra un parto e l'altro.* - Questo intervallo è per l'aristocrazia francese o belga di 34 ½ mesi, ma si scosta dalla media se lo si considera in funzione del numero dei figli, poichè diminuisce notevolmente col crescere della prolificità. Ad una fecondità molto elevata corrisponde una maggiore rapidità nel succedersi dei parti e quindi uno sfruttamento più intenso del periodo di convivenza feconda.

Il confronto con le case sovrane e mediatizzate, di cui si è trattato negli studi precedenti, ci mostra che nell'aristocrazia francese e belga è più lungo non solo l'intervallo generale, ma anche l'intervallo tra due parti successivi nei matrimoni con 2-3 e 4-6 figli; mentre nei matrimoni con 7 e più figli è pressochè identico a quello degli altri due gruppi. La maggior lunghezza dell'intervallo, quando la prolificità è scarsa, e la sua eguaglianza, quando la prolificità è elevata, constatata nel nostro gruppo, potrebbero attribuirsi alla restrizione artificiale della prole, più diffusa in Francia, presso tutte le classi, che altrove. Infatti, quanto più è lungo l'intervallo, tanto più probabili appaiono le pratiche preventive, le quali, se anche non riescono a impedire del tutto i concepimenti, servono per lo meno a distanziarli.

Matrimoni con figli	Intervallo medio (mesi)		
	Franco-belgi	Mediatizzati	Sovrani
2-3	40 ½	34	31
4-6	36	30 ½	30
7-ω	23 ½	25 ½	23
2-ω	34 ½	30	28 ½

Un altro sintomo dello stesso fenomeno potrebbe quindi riscontrarsi nella ripartizione dei parti secondo la durata dell'intervallo: (1)

Intervallo tra due parti Mesi	Numero dei parti			
	Franco-belgi	%	Mediatizzati %	Sovrani %
-18	53	28,2	32,4	34,5
19-27	38	20,2	30,1	29,8
28-36	37	19,7	13,5	15,1
37-ω	60	31,9	24,0	20,6
Totale	188	100,0	100,0	100,0

Mentre nei parti francesi e belgi la durata normale dell'intervallo, quella cioè per la quale si riscontra la maggior frequenza di parti, supera i tre anni, negli altri due gruppi essa é inferiore ai 18 mesi.

14. — *La restrizione volontaria della prole.* - I molteplici sintomi di una restrizione volontaria della prole c' inducono ad esaminare con un metodo che verremo esponendo, se vi siano degli altri indizi che consentano di giudicare con maggior sicurezza intorno alla diffusione dei mezzi di prevenzione.

I gruppi sociali, che limitano la prole, si attengono generalmente al sistema dei due figli, o a quello del figlio unico. Ove si adotti il primo, la serrata s' inizia dopo la nascita del secondo figlio. Ma poichè i mezzi neomalthusiani sono imperfetti, non è raro il caso che vengano meno allo scopo. Quindi alcuni dei matrimoni con tre figli non rappresentano altro che il fallimento del sistema dei due figli. Dato però che i mezzi usati, pur non essendo sicuri, riescono nella maggior parte dei casi ad ostacolare per qualche tempo la fecondazione, il terzo figlio nasce di regola dopo una sosta piuttosto lunga. Se così è, l' intervallo tra il secondo e il terzo parto nei matrimoni con tre figli, dovrebbe essere in media più esteso di quello dei matrimoni con 5 e più figli, nei quali, presumibilmente, non è stato posto nessun freno alle facoltà procreatrici. Un' argomentazione analoga vale per i matrimoni con due figli e per l' intervallo tra il primo e il secondo parto.

(1) Nel computo dei parti fu omesso un matrimonio con 5 figli, nel quale il primogenito era nato prima del matrimonio. Un solo parto fu gemello.

In conformità a questa ipotesi s'è calcolato l'intervallo medio tra il secondo e il terzo parto nei matrimoni con tre figli, e quello tra il primo e il secondo nei matrimoni con due figli, confrontandoli con i rispettivi intervalli nei matrimoni con 5 e più figli.

Matrimonio con figli	Intervallo medio (mesi) tra il I e il II parto	Matrimonio con figli	tra il II e il III parto
2	45,0	3	45,6
5-ω	15,8	5-ω	26,5
Differenza	29,2	Differenza	19,1

Le differenze riscontrate corrispondono pienamente all'ipotesi formulata. Però in materia tanto delicata anche ai risultati di questa indagine non può essere attribuito che un valore indiziario.

15. — *La capacità genetica.* - Il concetto comune che si ha della fecondità non collima nè con la produttività nè con la prolificità: 1° non con la produttività, poichè essa comprende anche tutti quei matrimoni rimasti infecondi, o scarsamente fecondi, sia perchè gli sposi erano in età troppo avanzata, sia perchè lo scioglimento del matrimonio a distanza troppo breve dalla sua conclusione ha impedito o in tutto o in parte, la libera estrinsecazione della forza procreatrice; 2° non con la prolificità, poichè questa non comprende quei matrimoni che, pur essendo stati contratti in età atta alla procreazione ed essendo durati a lungo, sono rimasti sterili. Questa sterilità fisiologica o patologica, che della fecondità è la negazione, deve anche esser presa in considerazione quando si voglia giudicare della fecondità in genere.

Conviene dunque mettere in luce un terzo aspetto della fecondità, che chiamerò la *capacità genetica*, eliminando quei matrimoni la cui fecondità è necessariamente nulla o menomata in causa dell'età e della durata, e tenendo conto invece dei matrimoni sterili per incapacità fisiologica e patologica. La capacità genetica andrebbe quindi definita come la forza e la volontà che ha un gruppo sociale di perpetuarsi mediante la discendenza. Questa definizione che — così mi sembra — interpreta il concetto che generalmente si ha della fecondità di un gruppo sociale, giustifica tanto l'esclusione dei matrimoni infecondi o poco fecondi in causa

dell'età troppo avanzata dei coniugi, i quali per lo più si sposano non per avere una discendenza ma per altri motivi, quanto quella dei matrimoni durati troppo poco, nei quali la forza e la volontà di aver prole furono troncate dalla morte di uno dei coniugi, o dai dissensi che condussero allo scioglimento del matrimonio. E giustifica per converso l'inclusione dei matrimoni sterili nei quali la presunta volontà di procreare fu annullata dall'incapacità.

Quale indice della capacità genetica ho adottato quindi la media dei nati per i matrimoni con o senza prole, di durata superiore ai 10 anni (termine questo in cui il ciclo della convivenza feconda si esaurisce per più della metà dei matrimoni) e nei quali tanto lo sposo che la sposa avevano meno di 40 anni (1).

Tale media è 3,05, vale a dire 30 figli ogni 10 matrimoni. La capacità genetica, pur non essendo forte, appare sufficente ad assicurare la conservazione del gruppo aristocratico francese e belga.

16. — *Il rapporto dei sessi alla nascita.* - Dei 288 nati vivi, 140 erano maschi e 148 femmine. Il rapporto di 94,5 maschi per 100 femmine, calcolato in base a numeri piccolissimi, è probabilmente determinato da cause accidentali e fa eccezione alla nota legge della prevalenza dei maschi. Il fatto della prevalenza femminile nel gruppo osservato rende più probabile l'estinzione del casato e del nome.

La mortalità infantile

17. — I decessi fra i nati dal 1890 al 1922 si ripartiscono secondo l'età:

Anni d'età	Numero dei morti
0-1	3
1-4	4
5-ω	10
Totale	17

Delle morti in età superiore ai 5 anni, 2 sono dovute a cause di guerra. Il coefficente di mortalità infantile è del 10,5 per mille

(1) Dal calcolo furono esclusi i cinque matrimoni nei quali l'età della sposa era ignota.

nati (1). Per la piccolezza dei numeri in base ai quali fu calcolato, il coefficente non può considerarsi tipico, ma conferma in ogni modo la regola che la mortalità infantile è estremamente bassa nei gruppi aristocratici.

La produttività dei matrimoni dell'aristocrazia e delle altre classi della popolazione francese

18. — *Aristocrazia, impiegati, operai.* - *On dit quelquefois*, scrive L. March, *qu' il y a moins d' enfants dans les familles riches que dans les familles pauvres. Cela est vrai en ce sens que, si le revenu des familles pauvres augmente, le nombre de leurs enfants tend plutot à diminuer* (2).

Vediamo se ed in quanto la produttività delle case ducali francesi, che appartengono alle classi superiori e più ricche della popolazione, si differenzi da quella degli impiegati e degli operai. Secondo un'inchiesta fatta in Francia nel 1907 la produttività matrimoniale degli impiegati e degli operai dello Stato, dei dipartimenti e dei comuni, considerata in funzione dello stipendio e della durata del matrimonio, era la seguente:

Produttività

Salario annuo Franchi	Durata del Matr. 15-25 anni		Durata del Matr. 25-ω anni	
	Impiegati	Operai	Impiegati	Operai
- 500	2,77	3,29	3,30	3,48
501- 1000	2,41	3,21	3,01	3,63
1001- 1500	2,59	2,93	3,05	3,46
1501- 2500	2,45	2,80	2,80	3,29
2501- 4000	2,23	2,54	2,64	3,05
4001- 6000	2,31	2,34	2,64	2,40
6001-10000	2,26		2,61	
10000 e più	2,38		2,86	
Insieme	2,37	3,07	2,85	3,85

(1) I morti da 0-1 anno non vanno ragguagliati a tutti i 288 nati, ma soltanto a 286, poichè due di essi, essendo nati nel 1922, erano esposti a morire in età inferiore a un anno durante il 1923.

(2) L. March: *Natalité et Eugénique*, in «Eugénique et Sélection» pag. 114 e seg. Parigi, Alcan, 1922, da cui sono desunti pure i dati sulla produttività dei matrimoni degli impiegati e degli operai.

La produttività delle case ducali francesi per i matrimoni durati oltre 10 anni risulta 2,74, ed è quindi nettamente superiore a quella degli impiegati, quando la durata del matrimonio è da 15 a 25 anni, e circa eguale, quando la durata è superiore ai 25. Essa appare inoltre superiore a quella di alcune categorie di operai. Limitando il confronto ai matrimoni durati dai 15 ai 25 anni, che sone stati contratti in un'epoca che si approssima a quella da noi considerata, e tenendo conto del fatto che nelle case ducali sono compresi anche i matrimoni di minore durata, cioè da 10 a 15 anni, si può tranquillamente affermare che, nel periodo di tempo che va dagli ultimi anni del secolo XIX ai primi del XX, la produttività dell'aristocrazia francese fu sensibilmente maggiore di quella degli impiegati e pressochè eguale a quella delle classi operaie.

Anche la percentuale dei matrimoni senza prole dell'aristocrazia 11,2, per i matrimoni durati più di 10 anni, è di poco superiore a quella degli impiegati 10,1, per i matrimoni durati più di 25 anni. La differenza tra queste due percentuali è troppo piccola per costituire una conferma della tesi che una sterilità organica molto elevata sia un sintomo di degenerazione peculiare alle aristocrazie (1), tanto più che nel gruppo delle case ducali non pochi furono i matrimoni rimasti senza prole per l'età troppo avanzata dei coniugi.

Invece la percentuale dei matrimoni dell'aristocrazia con più di 7 figli che è del 3,75 % risulta più bassa di quella degli impiegati, 4,4 %. Conviene però tener presente che i matrimoni degli impiegati, durati più di 25 anni, si riferiscono ad un'epoca in cui la volontà di procreare era presumibilmente maggiore.

19. — *Conclusioni.* - Quantunque l'aristocrazia francese abbia perduto ogni potenza politica e quantunque la repubblica non protegga nemmeno i titoli nobiliari, poichè questi possono essere assunti impunemente da chiunque voglia, pure essa costituisce tuttora un gruppo sociale che per la tradizione familiare e per il prestigio che esercitano un casato avito e un nome illustre, ha certamente un alto interesse a perpetuarsi.

Per quanto riguarda i matrimoni, i membri delle case ducali tanto in Francia che in Belgio rifuggono generalmente dalle *mé-*

(1) Recentemente la tesi della degenerazione delle aristocrazie è stata sostenuta calorosamente da Jean Finot; *Le préjugé de races*, pag. 266 e seg. Parigi 1921.

salliances con le famiglie borghesi e scelgono delle spose quasi tutte di nazionalità francese, salvo alcune americane. La fecondità, pur non essendo elevata, perchè la restrizione della prole è piuttosto frequente, non può dirsi inferiore a quella di altre classi sociali. Per l'età giovanile delle spose e per la lunghezza dell'intervallo medio tra un parto e l'altro, che raggiunge quasi i tre anni, la prole nasce vitale e sana. Se a queste favorevoli condizioni eugeniche si aggiungono le cure con cui vengono allevati i neonati, non v'è da meravigliarsi se la mortalità infantile sia minima. Anche questo gruppo aristocratico, come gli altri di cui s'è trattato negli studi precedenti, sembra curare piuttosto la qualità che la quantità della prole. E quindi rari sono i frutti che non giungono a maturità e che non riescono alla lor volta a riprodurre.

Nonostante l'esiguità del loro numero credo interessante dedicare qualche considerazione ai matrimoni con le americane. Si sente spesso dire, non so su quali basi, che questi incroci tra la vecchia aristocrazia europea e la nuova *élite* plutocratica che sorge in America, diano ottimi risultati rispetto alla prole e irrobustiscano delle schiatte che vanno esaurendosi. S'è già visto come questi matrimoni riescano spesso poco felici e vengano sciolti con maggior frequenza degli altri. Vediamo ora quale sia la loro produttività. Dai 12 matrimoni contratti con americane nacquero 16 figli (di cui uno prima del matrimonio) pari a una media di 1,33, mentre per i rimanenti 104 la media fu 2,62, cioè circa il doppio. Questi numeri sebbene troppo piccoli per fondarvi una qualsiasi teoria, smentiscono del tutto, per quanto concerne il gruppo e il tempo a cui si riferiscono, quel preteso rinnovamento e quell'aumento di fecondità che le spose americane avrebbero arrecati alle vecchie stirpi in decadenza.

Vediamo infine alcuni dati intorno al problema dell'estinzione delle famiglie aristocratiche. Un casato dicesi estinto del tutto quando non esiste più nessuna persona di sesso maschile e femminile che ne porti il nome. Va da sè che quando sopravvivono soltanto delle donne, il casato è condannato ad estinguersi in termine più o meno breve di tempo. Per impedirne l'estinzione si ricorre talvolta all'adozione e alla sostituzione nel titolo e nel casato dei mariti delle figlie e delle sorelle e dei discendenti della linea femminile.

Delle 75 case ducali francesi e belghe annoverate nella III Parte dell'Almanacco se ne sono estinte, dall'inizio dell'inserzione a tutto il 1922, 18, di cui talune completamente, altre nella linea maschile. Eccone l'elenco:

Case estinte nella linea maschile	Anno d'estinzione	Case estinte completamente	Anno d'estinzione
1. Abrantès (Junot) (1)	1859	9. Balbes de Berton .	1904
2. Bassano (Maret) .	1906	10. Berghes-St.-Winock	1907
3. Bellune (Perrin) .	1907	11. Castries	1914
4. Brancas (Hibon de Frohen)	1897	12. Conegliano . . .	1919
5. Cadore (Nompère-de-Champagny) .	1893	13. La Tour d'Auvergne	1896
6. Caylus (Rougé) . .	1913	14. Montléart . . .	1919
7. Tarente (Macdonald)	1912	15. Montmorency . .	1922
8. Wagram (Berthier)	1911	16. Rovigo	1898
		17. Tascher de la Pagerie	1920
		18. Vicence	1918

Il coefficente di estinzione sarebbe, in meno di un secolo, del 24 %, notevolmente più elevato di quello del 10 % riscontrato nella prima parte di questo studio per le case mediatizzate dell'Impero.

Tra le case estinte del tutto e nella linea maschile ricorrono spesso i nomi e i titoli dell'aristocrazia del primo Impero. Dei 21 ducati e principati creati da Napoleone I, nei primi anni del secolo XIX e specialmente nel 1809, e registrati dall'Almanacco, (2) se ne sono estinti la metà circa. E se esistono tuttora i duchi d'Abrantès e di Feltre, si è perchè, estintasi la linea maschile, il titolo fu trasferito ai discendenti della linea femminile.

L'aristocrazia napoleonica va scomparendo molto più rapidamente di quella dell'*ancien régime*. Questa constatazione viene a confermare le ricerche del Fahlbeck, secondo le quali la vecchia nobiltà svedese presentava una vitalità molto superiore a quella della nuova.

(1) La casa Abrantès esiste tuttora nel ramo Le Ray, discendente da una figlia dell'ultimo Junot duca di Abrantès.

(2) Nel computo non si tenne conto che delle case che sono tuttora francesi. Furono quindi omessi i Leuchtenberg (Beauharnais) ora russi, e gli Otranto (Fouché) svedesi, ai quali il ducato fu conferito da Napoleone I.

Ernst Lindelöf

Les communes suédoises rurales de la Finlande

Nous appelons « suédoises » les communes, qui possédaient le 31/12 1880 une majorité ayant pour langue maternelle le suédois. Ces communes, au nombre de 72, sont distribuées sur quatre départements que nous indiquerons dans la suite sous les noms du Nyland Suédois (comprenant 19 communes du département de Nyland et la commune de Pyttis dans le département de Wiborg), de l'Åboland (comprenant 9 communes, lesquelles appartiennent toutes au département d'Åbo-Björneborg), de l'Åland (embrassant toutes les 15 communes du département d'Åland) et de l'Oesterbotten Suédois (avec ses 28 communes faisant partie du département de Wasa).

Afin de donner à notre exposition un fond historique, nous avons dressé des tableaux relatifs à l'augmentation de la population dans les communes suédoises pendant la période de 1810 à 1910, qui sont résumés dans le tableau ci-dessous.

Ce tableau démontre d'abord clairement le fait facile à expliquer que la population des communes, qui possèdent d'importantes entreprises industrielles ou qui sont situées à proximité de villes, augmente généralement avec plus de rapidité que celle des communes rurales proprement dites. Nous trouvons aussi les plus gros chiffres pour les communes industrielles de Pojo et de Karis (pendant la dernière partie de cette période), ensuite pour Bromarv (prés de Hangö), la commune rurale d'Ekenäs, Esbo, Helsinge et la commune rurale de Borgå (laquelle possède plusieurs entreprises industrielles), en outre pour Pyttis, où a eu lieu une forte immigration finnoise. Dans le reste des communes l'accroissement de la population est sensiblement moindre, et nous notons particulièrement les chiffres minimes pour Snappertuna, Sjundeå, Liljendal, Mörskom et Lappträsk. — Dans le département d'Åbo ce sont aussi les communes

TABLEAU I

Chiffres relatifs de la population inscrite sur les registres paroissiaux en 1810, 1870 et 1910

COMMUNE	Augmentation moyenne par an de la population pendant la période de 1810 à 1910	Proportion entre les chiffres de la population à la fin des années		
		1910 et 1810	1870 et 1810	1910 et 1870
1	2	3	4	5
Le Nyland Suédois	%			
Bromarv	0.92	2.51	1.37	1.83
Tenala	0.60	1.82	1.21	1.50
Commune rurale d'Ekenäs	0.85	2.34	1.30	1.80
Pojo	0.96	2.59	1.45	1.79
Karis	0.67	1.94	1.13	1.72
Snappertuna	0.40	1.49	1.29	1.16
Ingå	0.44	1.55	1.22	1.28
Degerby				1.25
Sjundeå	0.39	1.47	1.15	1.27
Kyrkslätt	0.61	1.83	1.23	1.49
Esbo	0.80	2.21	1.13	1.95
Helsinge	0.81	2.25	1.39	1.61
Sibbo	0.56	1.75	1.30	1.34
Commune rurale de Borgå	0.68	1.96	1.17	1.67
Pernå	0.41	1.51	0.98	1.54
Liljendal	0.22	1.24	0.98	1.26
Mörskom	0.29	1.33	0.98	1.36
Lappträsk	0.29	1.34	1.02	1.31
Strömfors	0.62	1.86	1.21	1.54
Totalité des communes	0.60	1.82	1.19	1.53
	1820 et 1910	1910 et 1820	1870 et 1820	1910 et 1870
Pyttis	0.92	2.28	1.19	1.92
L'Åland				
Eckerö	0.75	1.96	1.41	1.39
Hammarland	0.74	1.94	1.33	1.46
Jomala	0.71	1.90	1.20	1.58
Finström	0.77	1.99	1.38	1.44
Geta	0.72	1.91	1.39	1.38
Saltvik	1.00	2.44	1.39	1.75
Sund	0.64	1.78	1.58	1.12
Vårdö	0.92	2.28	1.69	1.35
Lumparland	0.84	2.12	1.53	1.38
Lemland	0.99	2.42	1.68	1.44
Föglö	0.93	2.30	1.60	1.44
Kökar	0.66	1.81	1.07	1.70
Sottunga	0.56	1.65	1.42	1.17
Kumlinge	0.50	1.56	1.16	1.35
Brändö	0.31	1.32	1.16	1.14
Tout l'Åland	0.76	1.97	1.38	1.43

TABLEAU I (bis)

Chiffres relatifs de la population inscrite sur les registres paroissiaux en 1810, 1870 et 1910

COMMUNE	Augmentation moyenne par an de la population pendant la période de 1810 à 1910	Proportion entre les chiffres de la population à la fin des années		
		1910 et 1810	1870 et 1810	1910 et 1870
1	2	3	4	5
L'Åboland	%			
Iniö	0.70	2.00	1.14	1.76
Houtskär	0.57	1.77	1.31	1.35
Korpo	0.51	1.66	1.26	1.32
Nagu	0.47	1.61	1.12	1.44
Pargas	0.88	2.39	1.22	1.95
Kimito	0.63	1.88	1.21	1.56
Dragsfjärd	1.40	4.00	1.87	2.14
Vestanfjärd	0.81	2.23	1.42	1.57
Hitis	0.73	2.07	1.30	1.59
Le territoire entier	0.76	2.13	1.28	1.66
L'Oesterbotten Suédois				
Sideby				1.57
Lappfjärd	1.37	3.91	2.68	1.49
Commune rurale da Kristinestads				1.18
Närpes	1.19	3.26	2.50	1.30
Övermark				
Korsnäs	1.43	4.13	2.77	1.49
Pörtom	1.13	3.09	2.19	1.41
Petalaks	1.85	6.28	3.64	1.73
Bergö	1.12	3.04	2.26	1.49
Malaks				1.33
Solv	0.83	2.29	1.78	1.17
Mustasaari				1.34
Replot	1.31	3.69	2.19	1.68
Kvevlaks	0.94	2.55	1.88	1.35
Maksmo	1.18	3.24	2.41	1.35
Vörå	0.83	2.29	2.00	1.14
Oravais	1.18	3.25	2.09	1.55
Munsala	0.91	2.48	1.72	1.44
Commune rurale de Nykarleby	0.82	2.27	1.72	1.32
Jeppo				
Pedersöre	0.79	2.19	1.74	1.26
Purmo	0.95	2.56	1.86	1.38
Esse	0.73	2.07	1.74	1.19
Terijärvi	0.85	2.32	1.71	1.36
Kronoby	0.69	1.98	1.65	1.20
Larsmo	0.88	2.40	1.81	1.33
Commune rurale de Gamlakarleby	0.81	2.24	1.83	1.23
Nedervetil	0.72	2.05	1.65	1.25
Le territoire entier	1.00	2.71	2.03	1.34

industrielles de Dragsfjärd et de Pargas qui ont, sans contredit, la plus forte population (vers la fin de la dernière période). — Pour ce qui concerne l'Åland et l'Oesterbotten, ce ne sont pas les points de vue exposés ci-dessus, qui jouent un rôle prépondérant, mais d'autres facteurs, tels que les propriétés du sol et les conditions géographiques et climatologiques. Ainsi dans le nord de l'Oesterbotten, surtout pendant la première moitié de la période indiquée, l'accroissement de la population est beaucoup moindre que dans les communes du sud.

Les différents territoires habités présentent entre eux de grandes disparités. Pour le Nyland Suédois l'accroissement de la population depuis l'an 1810 jusqu'à 1870 est très insignifiant, rien que 19 %, mais ensuite cet accroissement s'accélère et atteint 53 % pendant la période de 1870 à 1910. Il en est de même pour l'Åboland, mais ici la population augmente plus rapidement que dans le Nyland, et cette augmentation commence déjà en 1860. Dans l'Åland l'accroissement de la population montre en moyenne la même intensité que dans l'Åboland, mais il se répartit d'une façon plus égale sur toute la période.

Dans l'Oesterbotten Suédois nous rencontrons de tout autres chiffres. L'accroissement total de la population de 1810 à 1910 est 171 %, tandis que dans l'Åboland il n'est que de 113 % et et dans le Nyland de 82 %. Mais la majeure partie de cette augmentation considérable tombe sur la période de 1810 à 1870, tandis que l'augmentation de 1870 à 1910 est moindre dans l'Oesterbotten que dans n'importe lequel des autres départements. Cette différence se manifeste encore plus clairement, si l'on examine la période de 1880 à 1910, pendant laquelle la population de l'Oesterbotten n'a augmenté que de 17 %, tandis que celle de l'Åland s'est accrue de 26 % et celle de l'Åboland et du Nyland de 37 %.

Ces circonstances s'expliquent tout naturellement, si nous examinons la densité de la population dans les différents départements à l'époque en question. Dans le petit tableau ci-dessous les chiffres pour l'an 1910 sont calculés sur la masse dite « population présente » dont nous parlerons plus loin. D'autre part, les chiffres pour 1870 et 1810 (resp. 1820) sont basés sur les données concernant la population inscrite sur les registres paroissiaux, lesquelles données ne doivent pas avant le commencement de l'émigration différer de beaucoup du chiffre effectif de la population.

TERRITOIRE	Chiffres d'habitants par km²		
	1810	1870	1910
Le Nyland Suédois (sauf Pyttis)	10.9	12.9	19.7
L'Åboland	10.6	13.5	21.6
L'Oesterbotten Suédois	6.4 (l'an 1820)	13.0	13.7
L'Åland	8.9	12.4	14.3

Nous voyons que les territoires du sud, surtout le Nyland Suédois et l'Åboland, étaient relativement fort peuplés déjà en 1810, tandis que la population de l'Oesterbotten Sudois était beaucoup plus rare. Pendant les deux premiers tiers du siècle écoulé l'agriculture et les industries qui en découlent formaient les ressources principales de la population et en supportaient seules l'augmentation. Il est donc naturel que pendant la période de 1810 à 1870 l'Oesterbotten présentait à un bien plus haut degré que les territoires du sud les conditions économiques nécessaires à un fort accroissement de la population. Nous constatons encore que la population a plus que doublé pendant cette période, et que vers la fin de la période sa densité atteint le même chiffre que celui des autres territoires.

Pendant le dernier tiers du siècle passé la situation économique du pays se modifia par suite du développement considérable du commerce et de l'industrie. Mais ces changements profitèrent principalement aux territoires du sud dont les villes, Helsingfors en premier lieu, grandirent rapidement; de nombreuses entreprises industrielles furent fondées dans les communes avoisinantes (même dans quelques communes purement rurales) et plus tard parurent des agroupements de villas. Par contre il ne se présentait dans l'Oesterbotten aucunes nouvelles ressources, les anciennes tarissaient plutôt, notamment l'affrêtement et le cabotage jusqu'alors florissants, qui perdirent leur importance, lorsque les bateaux à vapeur se mirent à faire la concurrence aux embarcations à voiles. La partie de la population, qui ne pouvait plus gagner sa vie dans

sa patrie eut recours à l'émigration. Ces circonstances, ainsi qu'une mortalité relativement élevée, expliquent pourquoi la densité de la population a-t-elle à peine augmenté de 1870 à 1910, tandis que celle du Nyland et de l'Åboland a plus que doublé. Dans l'Åland, où la navigation et la pêche avaient toujours joué un rôle important à coté de l'agriculture, le développement a été beaucoup plus régulier que sur les autres territoires (1).

Avant d'abandonner cette question, il est bon de comparer les territoires suédois avec les communes rurales finnoises appartenant aux mêmes départements par rapport à l'augmentation et à la densité de la population. Dans ce but nous avons dressé le petit tableau ci-dessous, dans lequel la densité a été calculée pour l'an 1870 sur les données des registres paroissiaux et pour 1910 sur le chiffre de la population « présente ».

	Le Nyland Suédois (sauf Pytis)	L'Åboland	L'Åland	L'Oesterbotten Suédois	Les communes rurales finnoises dans le		
					Département de Nyland	Département d'Åbo-Björneborg	Département de Wasa
Chiffres d'habitants par km.²							
en 1870	12.9	13.5	12.4	13.0	10.9	10.7	6.1
» 1910	19.7	21.6	14.3	13.7	17.5	17.3	9.8
Proportion entre la population inscrite sur les registres paroissiaux en 1910 et 1870.	1.53	1.66	1.43	1.34	1.63	1.67	1.83

Nous voyons que la densité de la population sur les territoires suédois était en 1870 considérablement plus grande que dans les communes rurales finnoises avoisinantes, mais que dans ces der-

(1) Voir le travail intéressant d'Edvard Gylling: *Statistiska bidrag till svenska folkstammens historia i Finland (Matériaux statistiques pour l'histoire de la population suédoise en Finlande).*

nières l'accroissement était en général plus rapide, de sorte que la densité se trouvait égalisée en 1910. Cela se remarque particulièrement dans l'Oesterbotten (ou le département de Wasa). Dans l'Åboland l'accroissement de la population a été en moyenne presque le même que celui dans les communes rurales finnoises du département d'Åbo-Björneborg.

Une attention spéciale doit être accordée à la nativité et à la mortalité. Les chiffres des naissances, des morts et du surplus pour les territoires suédois de la Finlande, pour les communes rurales finnoises, ainsi que pour les régions villageoises de la Suède sont indiqués dans le tableau II à la page suivante.

En comparant les communes finnoises et suédoises, qui appartiennent aux mêmes départements, nous remarquons que les premières ont généralement un plus gros chiffre de naissances. La différence pour les trois dernières dizaines d'années est de 7.7, 7.5, 6.8 pour le département de Wasa (ou l'Oesterbotten) 7.8, 8.4, 10.7 pour le département d'Åbo-Björneborg en comparaison de l'Åland, 6.2, 3.2 et 3.0 en comparaison de l'Åboland. La différence de la nativité entre les communes finnoises et suédoises est la moindre dans le gouvernement de Nyland, savoir 3.4, 2.1 et 1.5 respectivement.

Cependant cette circonstance, comme l'ont déjà souligné plusieurs auteurs, ne doit pas être attribuée à quelques « différences de race » entre les éléments populaires suédois et finnois. Comme le démontre clairement notre tableau, la nativité pendant la période de 1881 à 1910 a constamment baissé en Finlande, aussi bien qu'en Suède. Une pareille diminution a aussi eu lieu avant et après la période mentionnée et se fera probablement encore sentir à l'avenir, de sorte que la nativité des communes finnoises baissera dans quelque temps au niveau de la nativité actuelle des communes suédoises. La population suédoise peut donc se dire avancée de deux dizaines d'années sur la population finnoise sous le rapport du développement statistique.

Une comparaison avec la Suède, où la nativité a été extrêmement restreinte les derniers temps, nous montre que l'Åboland, et encore plus le Nyland Suédois, offrent un chiffre de naissances beaucoup plus élevé que le département de Stockholm et la campagne de Suède en moyenne, tandis que le chiffre des naissances dans l'Åland est beaucoup plus modique, surtout pour les dernières dizaines d'années. Les chiffres pour l'Oesterbotten Suédois sont aussi beaucoup plus bas que pour les départements de Vesterbotten et de Vesternorrland.

TABLEAU II

Période	Le Nyland Suédois	L'Åboland	L'Åland	L'Oesterbotten Suédois	Les communes rurales finnoises dans le			Campagne toute entière de la Finlande	Campagne de la Suède	Département de Stockholm	Département de Vesternorrland	Département de Vesterbotten
					Département de Nyland	Département d'Åbo-Björneborg	Département de Wasa					
					Chiffres des naissances							
1881-1890	32.4	29.6	28.0	33.1	35.8	35.8	40.8	35.6	28.7	28.6	37.8	35.6
1891-1900	32.7	30.1	24.9	26.1	34.8	33 3	33.6	32.7	27.2	27.0	33.9	34.5
1901-1910	31.8	28.4	20.7	23.2	33.3	31.4	30.0	31.7	25.7	26.2	30.2	32.1
					Chiffres de mortalité							
1881-1890	19.0	16.8	19.0	21.7	20.9	19.2	21.1	21.1	16.4	18.0	18.5	16 9
1891-1900	18.3	17.4	16.5	20.2	19.0	18.6	19 9	19.8	16.1	17.1	17.4	16.5
1901-1910	16.9	15.8	14.0	17.8	17.6	16.9	17.0	18.2	14.9	15.0	14.6	14.1
					Excédant							
1881-1890	13.4	12.8	9.0	11.4	14.9	16.6	19.7	14 5	12.3	10.6	19.3	18.7
1891-1900	14.4	12.7	8.4	5.9	15.8	14.7	13.7	12.9	11.1	9.9	16.5	18.0
1901-1910	14.9	12.6	6.7	5.4	15.7	14.5	13.0	13.5	10.8	11.2	15.6	18.0

TABLEAU III

Chiffres annuels des mariés sur 10,000 habitants de la population moyenne

Période décennale	Le Nyland Suédois	L'Åboland	L'Åland	L'Oesterbotten Suédois	Les communes rurales finnoises dans le			Campagne toute entière de la Finlande	Campagne de la Suède	Département de Stockholm	Département de Vesternorrland	Département de Vesterbotten
					Département de Nyland	Département d'Åbo-Björneborg	Département de Wasa					
1881-1890 . .	69.2	70.9	64.7	61.5	75.7	73.2	72.9	72	59.7	64.9	74.5	71.3
1891-1900 . .	67.1	67.6	56.1	57.5	69.6	69.9	64.9	68	56.4	60.4	60.4	67.2
1901-1910 . .	62.9	59.2	48.2	50.6	65.7	62.8	57.0	63	55.5	55.5	58.8	62.4

Dans le tableau III à la page précedente on compare les territoires suédois avec les communes rurales finnoises appartenant aux mêmes départements par rapport au chiffre des mariages, en y ajoutan quelques données pour la Suède.

Notre tableau montre que la fréquence des mariages dans les communes finnoises est en général plus grande que celle dans les communes suédoises appartenant aux mêmes départements. Les différences sont pour trois périodes de dix années chacune: dans le département de Wasa 11.4, 7.4, 6.4, dans le département de Nyland 6.5, 2.5, 2.8, dans les communes finnoises du département d'Åbo-Björneborg en comparaison de l'Åboland seulement 2.3, 2.3, 2.4, par contre en comparaison de l'Åland 8.5, 13.8 et 14.6, mais les deux derniers chiffres ne sont pas certains à cause de l'insuffisance des matériaux statistiques. Dans les départements de Wasa et de Nyland la fréquence des mariages dans les communes finnoises a diminué plus rapidement que dans les communes suédoises.

Comme il appert du tableau, la fréquence des mariages dans les campagnes de Suède est en moyenne beaucoup moindre qu'en Finlande. De plus nous voyons que le Nyland Suédois, aussi bien que l'Åland, présentent des chiffres beaucoup plus élevés que le département de Stockholm, mais l'Åland (les dernières dizaines d'années) un chiffre beaucoup plus bas. Les chiffres pour l'Oesterbotten Suédois sont de même bien moins élevés que ceux pour les départements de Vesternorrland et de Vesterbotten.

Pour illustrer la question de la fécondité matrimoniale on a dressé le tableau IV à la page suivante.

Il est à regretter que les publications du Bureau Central de la Statistique n'indiquent pas séparément les différentes données pour la partie rurale des différents départements, ce qui aurait été désirable, vu que la fécondité est généralement beaucoup moindre dans les villes que dans les campagnes. C'est certainement pour cette raison que les chiffres du département de Nyland (qui comprend la ville de Helsingfors) sont moins élevés que ceux du Nyland Suédois; par conséquent, nous n'avons pas la possibilité de tirer de ces chiffres quelque comparaison entre les communes rurales suédoises et finnoises du département en question. Par contre, notre tableau montre clairement que la fécondité, tant dans le département d'Åbo-Björneborg, que dans celui de Wasa, a été plus grande pour les communes rurales finnoises que pour les suédoises. Une comparaison avec la Suède montre que la fécondité conjugale sur nos territoires suédois, et spécialement dans le Nyland Suédois,

TABLEAU IV

Chiffres annuels d'accouchées sur 1000 femmes mariées âgées de moins de 45 ans

Période	Le Nyland Suédois	L'Åboland	L'Åland	L'Oesterbotten Suédois	Département de Nyland	Département d'Åbo-Björneborg	Département de Wasa	Toute la Finlande	Campagne de la Finlande	Communes rurale dans (2)			
										La Suède	Le département de Stockholm	Le département de Vesternorrland	Le département de Vesterbotten
1881-1890 . .	300	278	274	311	286	309	327	298	—	295	256	332	359
1891-1900 . .	303	283	255	270	286	299	291	286	290	286	245	312	357
1901-1910 . .	295	275	231	256	268	286	277	285	293	270	221 (1)	290 (1)	341 (1)

(1) Le département entier (villes inclues).

(2) Les données pour la Suède et les départements suédois indiquent le chiffre entier d'accouchées d'enfants légitimes sur 1000 femmes mariées âgées de 15 à 45 ans, tandis que les données pour la Finlande concernent seulement les accouchées âgées de 15 à 45 ans. Pour une comparaison exacte avec la Finlande, les chiffres de la statistique suédoise devraient être reduits d'environ 1.5 % en moyenne soit de 3-5 unités du dernier chiffre.

est beaucoup plus forte que dans le département de Stockholm, tandis que l'Oesterbotten Suédois présente une fécondité beaucoup plus modique que les départements de Vesternorrland et de Vesterbotten. La rapide diminution de la fécondité en Suède vers la fin de la période est remarquable.

Pour ce qui concerne le chiffre des morts-nés, on peut donner le tableau comparé V de la page suivante.

Le chiffre moyen pour la période entière est un peu moindre pour le Nyland que pour les trois autres territoires. Dans le Nyland on remarque une plus forte décroissance du commencement à la fin de la période que dans l'Åboland et l'Oesterbotten. L'Åland présente une beaucoup plus forte proportion de morts-nés pendant la première dizaine d'années, mais ensuite le chiffre proportionnel diminue si fort qu'il parait suspect pour la dernière dizaine d'années.

Les chiffres pour la Finlande et la Suède s'accordent de près. La proportion des morts-nés diminue en général d'une façon régulière du commencement jusqu'à la fin de la période. Ce tableau ne fournit point de conclusions précises pour la comparaison des communes rurales suédoises et finnoises. En effet, il faut prendre en considération que les chiffres pour le département de Nyland sont fortement influencés par une plus grosse proportion de morts-nés dans la ville de Helsingfors.

Le chiffre relatif des enfants illégitimes ressort du tableau VI.

Le Nyland Suédois et surtout l'Åboland et l'Oesterbotten Suédois présentent, en proportion pour cent, un nombre d'enfants illégitimes plus modique que les communes finnoises appartenant aux mêmes départements. Les chiffres pour la Suède et ses départements sont en général beaucoup plus élevés et augmentent plus rapidement avec le temps que ceux des territoires finlandais. Cependant les chiffres pour le département de Vesterbotten sont assez bas, quoique plus élevés que ceux pour l'Oesterbotten Suédois.

TABLEAU V

Chiffres des morts-nés en ‰ du nombre général des nouveaux-nés

Période	Le Nyland Suédois	L'Åboland	L'Åland	L'Oesterbotten Suédois	Département de Nyland	Département d'Åbo-Björneborg	Département de Wasa	Toute la Finlande	Campagne de la Finladne	Suède	Département de Stockholm	Département de Vesternorrland	Département de Vesterbotten
1881-1890 . . .	23.2	24.7	31.0	23.8	26.5	27.3	24.7	27.8	27.5	27.1	25.6	25 9	22.4
1891-1900 (1)	21.4	25.9	24.1	22.7	—	—	—	26.7	26.2	25.8	23.1	23.1	23.2
1901-1910 . . .	18.7	23.6	16.4	22.4	20.6	23.5	21.2	24.7	24.4	24.8	24.7	23.5	22.8

(1) Pour cette période de dix ans nous n' avons pu tirer un chiffre moyen pour les différents départements de Finlande des publications du Bureau Central de la Statistique.

TABLEAU VI

Proportion pour cent des enfants illégitimes

Période	Le Nyland Suédois	L'Åboland	L'Åland	L'Oesterbotten Suédois	Les communes rurales finnoises dans le			Toute la Finlande	Campagne de la Finlande	Communes rurales dans			
					Département de Nyland	Département d'Åbo-Björneborg	Département de Wasa			La Suède	Le département de Stockholm	Le département de Vesternorrland	Le département de Vesterbotten
1881-1890	7.8	5.9	7.7	3.5	9.0	7.5	5.3	6.8	6.4	8.4	10.0	9.1	4.6
1891-1900	8.2	6.2	8.8	4.0	8.6	7.5	5.4	6.6	6.2	9.0	10.1	10.4	5.1
1901-1910	8.5	6.8	8.5	3.7	9.0	8.0	5.5	6.8	6.2	10.3	12 3	13.2	5 2

G. Findlay Shirras (1)

A Statistical Study of India's Population

A colleague of mine, Prof. Corrado Gini of Padua University, raised, some time ago, some interesting questions regarding the census of India's population. This paper aims at answering these interesting questions as briefly as possible.

In the first place it will be necessary to describe how a census is undertaken over such a vast area, and affecting so large a population. In the second place it will be necessary to examine, however briefly, some of the results obtained in the 1921 census, with special reference to the distribution of the population, the movement of population, age and sex, and similar questions. To statisticians the census of India has always been a matter of exceptional interest. In India, caste is all important, and it takes the place of occupation in regard to importance in the censuses of European countries. In India there is a preponderance of males as compared with females. Marriage is universal and girls are married usualy at the age of twelve. Widows are not allowed in Hindu society to re-marry. Mohammedans are allowed four wives and polygamy is allowed among Hindus and other sections of the community. In some cases polyandry occurs.

In another paper a reference will be made to the terrible influenza epidemic of 1918 which affected, it has been estimated as many as one hundred and twenty-five million souls. Plague and other epidemics sweep over parts of the country from time to time, and their effect in curtailing the population is noteworthy.

For all these reasons the census population of India deserves notice in a scientific journal like « Metron ».

---

(1) Honorary Fellow of the Royal Statistical Society, Membre titulaire of the International Institute of Statistics, Director of the Labour Office of the Govt. of Bombay and formerly Director of Statistics with the Govt. of India.

The taking of the census

In view of the wide area to be covered by the census as well as the immensity of the population, considerable organisation is necessary well in advance. The general instructions are contained in a census code issued by the Census Commissioner. The country for administrative purpose is divided up into districts. At the census the district forms the main unit of administration. The census depends primarily on the enumerator who is in charge of from 30 to 40 houses, known as a block. These blocks are grouped into circles, and the circles in turn into charges, and a varying number of charges make up the district for census purposes. The enumerators perform their duties under statute and are selected from the most intelligent and literate portion of the village population. The land record staff and the village schoolmaster are the backbone of the subordinate staff in a census.

Some months before the taking of the census the staff is instructed in their work. An enumeration is held during the month previous to the census date, so that all the schedules are completed block by block, and on the night of the actual census, the enumerators have merely to check the facts in their books or schedules. As nine-tenths of India's population is enumerated where it was born, a high standard of accuracy is possible. Special measures are adopted for taking a census of those in railway trains, river steamers, camps, hospitals etc. When this information is collected it is transcribed onto slips and manipulated by sorting clerks into the various combinations required for the various tables. In the previous five censuses labour has been cheap for this work as compared with that of other countries. It amounts to Rs. 14 per thousand of the population as compared with Rs. 82 in England and Wales. In future censuses, however, it is almost certain that mechanical tabulation and sorting will be undertaken, Such machines are already at work in railway offices and custom houses in India, and by the next census their operation should be increasingly known.

The date on which the Indian census is taken is usually determined by the necessity of having a moonlight night between the hours of 7 p. m. and midnight when the enumerators can verify their schedules. It is also necessary to avoid large fairs or other

gatherings which would affect the usual distribution of the population. The date must also correspond as nearly as possible with that of the last census. In 1921 the fifth decennial census was taken on the night of the 18th March. The date of the fourth (1911) census was March 10th. Within four days the returns of a population amounting to 123 millions were received at headquarters, and by the 5th April the provisional figures amounting to nearly 319 millions were published, the difference between the final figures and this provisional total amounted to only .04 per cent of the whole population of India which is undoubtedly satisfactory. The Indian census so far as regards the enumeration of the population is of high accuracy. The immobile nature of the population greatly assists accuracy of enumeration, and it is possible to have the preliminary totals checked by officers with local knowledge of the population. The least satisfactory part of the census is perhaps the details relating to age, religion, and occupation, but even here the percentage of error is not much greater on the whole than 1 per cent.

Distribution of the population

Table of the following page summarises the results.

The population of India increased between 1911 and 1921 by 1.2 per cent. This increase is remarkably small as compared increase of the census of 1911 over that of 1901, 7.1 per cent. In fact it is the least increase in the last five censuses, and a reference has already been made to the abnormal year 1918 when the influenza epidemic swept off the natural increase of the population of several years. The mean density of the population per square mile is 177. In parts of the country, for example in Eastern Bengal, the density of population rises as high as over one thousand persons per square mile in certain tracts. The most densely populated parts of India are Eastern Bengal, the South Himlayan tracts, north Bihar, and Cochin. The average in these tracts is over 600 persons per square mile. In Bengal, Orissa, parts of the United Provinces, and Travancore the population is on an average as high as from 450 to 600 per square mile. One third of the population is in two thirds of the area at a density below the mean of the country, while half the population occupies one-third of the area at a density of over 350.

(In millions)

	Br. provinces	India States	Total India
Total population . . .	*247*	*72*	*319*
(*a*) In Towns	25	7	32
(*b*) In Villages	*222*	65	287
Males	*127*	*37*	*164*
(*a*) In Towns	14	4	18
(*b*) In Villages . . .	113	33	146
Females	*120*	*35*	*155*
(*a*) In Towns	11	4	15
(*b*) In Villages	109	31	140

The vast majority of the population is agricultural or rural, only a shade over 10 per cent. were enumerated in towns. The Bombay Presidency having by far the largest urban population per cent. in the total population — 23 %. The proportion of the population of England classified as urban is 79 %, and of France 44 %. These comparison are of interest, although only approximately correct, the definition of « town » in the Indian census being a continuous collection of houses inhabited by not less than 5,000 persons.

Religion as a basis of statistical classification

For administrative purposes it is necessary to differentiate between Hindu, Mohammedan, Christian, and other religions. In the census one looks to the broad label and not closely into the personal religion of the person enumerated. The instructions in the schedule or enumerator's book were as follows :

« Column 4 (Religion). Enter here the religion which each person returns, as Hindu, Musalman, Sikh, Jain, Christian, Parsi. In the case of Christians the sect also should be entered below the religion. In the case of aborigînal tribes who are not Hindus, Musalmans, Christians, etc., the name of the trîbe should be entered in this column ».

It is argued by many that the division by religion is a vertical classification of society, and that it would be preferable to differentiate horizontally by social or economic conditions. The rate of growth of the Mohammedan population in Bengal and in the Punjab was entirely different in spite of identity of religion on account of differences in economic conditions. Nevertheless, it is necessary to keep to the broad distinction of religion, as religion determines many of the customs of the people, which are of great importance from a demological point of view. Among Hindus, child marriage and the prevention of the re-marriage of widows are commoner than among Mohammedans. Hindus are said to be less prolific than those belonging to tribal religions. The Mohammedan, too, is less advanced educationally, owing to the necessity of his studying his sacred scriptures at a period when those of other religions are able to read and write. The Mohammedan is precluded from taking usury. The Christian, unlike the Hindu, proselytizes, and like the Buddhist is keenly interested in education. The effect of religion on custom is seen in the following sentence from the Kashmir 1921 census report:

« The Balti Mohammedan though probably belonging to the same stock as his Buddhist neighbour indulges in polygamy and produces a host of starving children, whilst his Buddhist countryman is quite content to share his one wife with his brothers, with the result that the family estate is not frittered away by partition and passes on intact from one generation to the other ».

In Appendix I, the population by religion in so far as religion was returned in the schedules, is set out. It will be seen that in every hundred persons at the last census 68 were Hindus, 22 were Mohammedans, 3 were Buddhists, 3 followed the religion of their tribes, one was a Christian, and one was a Sikh. Of the remaining two one was likely to be either a Buddhist or a Chistian, and the other most probably a Jain. In Appendix 2, the proportion, per ten thousand of the population and the variation per cent from census to census are set out. By the expression Brahmanic Hindu, is meant all Hindus belonging to castes professing the orthodox school of thought, or belonging to groups such as Shivites, Vishnivites, Lingayats and other groups, which are socially recognised and styled Hindus, such as those who have broken away gradually from their tribal religions and imperceptibly become Hindus. The Hindu is born a Hindu, it is usualy said, and no proselytizing takes place

among Hindus, as among Christians and to a less extent among Mohammedans. From the tables in the Appendix it will be seen that the Hindu has not been increasing. Indeed there has been a steady declive in their proportion since the census of 1881.

Religious composition per 1000 of populotion

Census	Hindu. (1)	Moham-medan
1881	743	197
1891	723	200
1901	703	212
1911	693	213
1921	684	217

The Sikh religion is not sharply divided from Hinduism, although it rejects polytheism, image worship, as well as pilgrimages. It is now a military creed mainly owing to the tyranny of the Mohammedan and of the Hindu. Formerly as in the census of 1891 and 1901, the characteristics of a Sikh were that he should wear long hair and refrain from smoking. This, however, was abandoned in 1911, when it was prescribed that a person calling himself a Sikh should be classified as a Sikh without question. The increase in the number of Sikhs in the recent years is due to the development of a strong communal feeling, and this illustrates the all important fact to be remembered that religion in the Indian census, especially in regard to the smaller religions, must be accepted with reserve. Fashion indeed plays a considerable part in the enumeration of, for example, a Sikh, an Arya Hindu, or a Jain. The Sikh marries later than the Hindu and widows are allowed to re-marry. In recent years, the gap has widened between those Sikhs who look on their religion as quite distinct from Hinduism, and those, on the other hand, who regard themselves as a branch of the main sect or religion of Hindus. Of this latter branch a considerable number in the last census recorded them-

(1) Hindu-Brahmanic only.

selves as Hindus. The Jain observes early marriage and the prohibition of widow re-marriage. These customs may, as in the case of the Brahmanic Hindu, account for the declining proportion which they bear to the total population. The Mohammedans number 69 millions or one-fifth of the population. In Bengal they number one-third, and in the Punjab not far short of one-fifth of the total number of Mohammedans in India. In these two provinces they form over half the population, and in the North West Frontier Province and Baluchistan, about nine-tenths, and in Kashmir three-fourths, of the population. The increase in the number of Christians is very noticeable. They are now two and a half times as many as they were in a census of 1881. The Community numbers four and three-fourth millions, or one and a half per cent of the population. Madras claims no loss than fifty-nine per cent of this number. One very surprising fact is that, of this number of Christians, the number of Europeans in the whole of India is exceedingly small. At the last census they numbered 174,057 as against 197,639 in the census of 1911. By European is meant European and allied races. It excludes Anglo-Indians or Eurasions who numbered at the last census 113,012, as against 100,420 in the census of 1911. It will therefore be seen, that the Christian is practically in India a convert from the lower Hindu classes, and from the aboriginal tribes. Christianity does not, and probably never will, appeal to the caste Hindu or to the Mohammedan. The small Parsi community number only 101,778, and of there 93,000 were enumerated in Western India. Their increase in the last decade is small — 2.3 per cent. They undoubtedly suffered from the influenza epidemic, but a more important reason is the lowering of the birth-rate. « The Parsis » says the All Indian Census Report « are usually well-to-do, and their economic condition approximates more to western standards than that of any other Indian community. A lowering of their birth-rate is not, in these circumstances unnatural, and their mode of life has hitherto secured them a correspondingly low death-rate, but the statistics suggest that the margin is not unlikely to become dangerously small » (1).

To sum up, religion in the census classification must be excepted with reserve, especially in regard to such religions as that of the Sikh, the Jain, and the Christian. Fashion plays no small

---

(1) *Census Report 1921.*

part. Definition, too, is often a matter of considerable difficulty. In Bombay the Christian Kolis combine the worship of idols with the worship of the Christian Trinity. The figures of Hindu gods are kept behind the altar and covered with a cloth when the Priest celebrates Mass. In the Tinnevelly district of Madras, there is a sect which claims to be Jews as well as Christians. « The appeal of Christianity » as one Provincial Superintendent of Census pointed out, (in so far as it succeeds in obtaining converts), « is to the person who can hope for nothing from his own community, and sees in the Christian community a means of bettering his status, and the character of his life, while the material benefits offered by the missions in the shape of education, medical relief and general interest in the welfare of their flock are by no means small incentives ».

Caste, civil condition, age and sex.

In India political progress has far outstripped social progress, and the spirit of nationality has not been able to over-ride the question of caste, a factor of cleavage inherent in the social system. In Western civilisation, birth and hereditary position are modified by wealth, education, and occupation. Not so in India, where one's caste and religion over-ride all other factors. Caste, is the determining factor in the life of the Hindu, his age, civil condition and oocupation are of trifling importance as compared with his caste. In the Indian census special efforts are made to obtain correct entries of caste. Lists of caste names with lisf of indefinite terms etc. have been drawn up for the guidance of the enumerator. A source of error creeps into the returns, not from ignorance or carelessness, but from intentionally false entries. A census in India is always regarded as an opportunity for recognition of social claims. A low caste will put forward arguments why it should be advanced in the social scale, and care has to be taken to confine the census merely to the recording facts, and not to the arbitration of caste claims. The classification of castes in the census has always been a matter of the greatest difficulty. The basis of classification in the past has been traditional occupation, but as many castes have abandoned their traditional occupation, or strongly repudiated it, it may be advisable in future censuses to classify castes into three main divisions - (1) the Brahmin community, (2) the depressed

classes, which are generally well known throughout India and (3) intermediate castes. These depressed classes numbered at the last census 52.680.000. It is probably, however, that this does not include the total strength of the castes and tribes included, nor the recent tribal Aborigines absorbed in Hinduism, many of which are regarded as impure. The number of depressed classes has been put as between 55 and 60 millions. If the total number of Brahmins be taken at 14 millions, and the depressed classes at 59 millions, the remainder 145 ½ millions out of 217 millions, the total number of Hindus, may be regarded as (3) the intermediate or non-Brahmin caste, which includes cultivators, the professional castes, higher artisan groups, together with a certain proportion of lower artisans and labourers.

« Civil condition » in the Indian Census has always been interesting in view of the universality of marriage and the large numbers of widows. The instructions to the enumerators were as follows.

« Enter each person, whether infant, child, or grown up, as either *married,unmarried* or *widowed.* Divorced persons should be entered as widowed ». The statistics of civil condition are an accurate classification of the population in the three prescribed classes. Nevertheless the statistics of the married have to be used with care owing to the custom of infant and child marriage, especially among Hindus and Jains. The child after the wedding ceremony returns to her father's house until she reaches puberty when after another ceremony she goes to her husband'a house. In many cases, therefore, the wives are merely irrevocably betrothed. The cunsummation of marriage takes place at an early age. As a recent Indian writer puts it « Everybody marries, fit or unfit, and becomes a parent at the earliest possible age permitted by nature. A Hindu male must marry and beget children — sons, if you please — to perform his funeral rites lest his spirit wender unealisy in the waste places ot the earth. The very name of son, « Putra », means one who saves his father's soul from the hell called « Puta ». A Hindu maiden, unmarried at puberty, is a source of socil obloquy to her family and of damnation to her ancestors ». The Mohammedan faith also teaches that « when a man marries verily he perfects half his religion ». In India to-day the number of unmaried girls at fifteen is as low as 600 per 1.000, and at twenty practically every woman is married. The number of man unmarried after thirty is small.

The following table illustrates (a) the universality of marriage; (b) the early age of marriage; and (c) the large proportion of widows per 1.000 of each sex at the last Census.

The proportion of unmarried, married & widowed per 1,000 of each sex in India 1921

Age	Unmarried		Married		Widowed	
	Males	Females	Males	Females	Males	Females
0-5	994	988	6	11	—	1
5-10	966	907	32	88	2	5
10-15	879	601	116	382	5	17
15-20	687	188	298	771	15	41
20-25	402	51	564	877	34	72
25-30	194	25	752	863	54	112
30-35	98	19	826	797	76	184
35-40	62	15	847	727	91	258
40-45	52	14	825	599	123	387
45-50	41	13	812	527	147	460
50-55	39	11	767	370	194	619
55-60	37	12	742	352	221	636
60-65	35	11	684	193	381	796
65-70	38	15	648	207	314	778
70- & over	39	14	567	127	394	859

The large number of widows is due mainly to the deeply seated prejudice against the remarriage of widows. It is due also to the early age of marriage and to some extent to the difference in age between husbands and widows. The non marriage of widows is regarded as a badge of respectability and among the lower castes aiming at a higher place in the social scale, the example of the higher Hindu castes (where re-marriage s forbidden) is being followed. It is curious how this prejudice preads even among Mohammedans. As already noted the Hindus are in the vast majority and they determine the statistics of India as a whole. It is interesting to compare the number of married females per 1000 of females among Hindus, Mohammedans and Christians.

Number of married females per 1000 females (1921 Census)

Age period	Hindus	Moham-medans	Christians
0-5	14	6	3
5-10	111	50	15
10-15	437	344	85
15-20	814	815	510
20-30	871	901	841
30-40	755	799	815

The number of Mohammedan females married below the age of 10 and between 10 and 15 is half and three-fourths respectively of that of Hindu females. The custom of marriage before the age of ten is most prevalent in Bihar and Orissa, Bombay, Baroda, Central India, and Hyderabad. The spread of Education tends to raise the age of marriage. In regard to the re-marriage of widows, the Census Report points out that:

« The prejudice against the re-marriage of widows is deep seated in Hindu social opinion. It is true that the disadvantages of the custom to society as well as the evils which the unfnrtunate class have to suffer, especially those condemned in infancy to life long widowhood, are now being realised by the more advanced classes. A considerable number of societies have been formed in different parts of India with the avowed object of encouraging the re-marriage of widows. One of the most successful of these has its headquarters in the Punjab where, owing to the well known paucity of women and the traffic in imported brides, there seems considerable scope for its enterprise, and is conducted on the principles of the Sanatan Dharma as a Hindu institution. The Sabha claims to have caused the marriage of over 300 widows in the year 1921, ane to have over 4,000 men registered in its books who desire to find widows to marry; and the latest report shows figures of marriages and applications in 1922 considerably larger than those quoted. Similar societies exist in Bengal, Bombay, and South India, while the Arya Samaj and other protestant religious sects are attempting to frée the commity from this obsolete restriction. On the other hand, the increasing difficulties experienced in obtaining suitable husbands for un-married girls operates, in some classes, agains a reform which would have the effect of still further increasing the competition for husbands, while, in any case, the movement is so far almost entirely restricted to the more educated and advanced sections of Indian society and its in-

fluence on the statistics is at present negligible. There is, on the other hand, some reason to suppose that the restriction in widow re-marriage is actually increasing among the classes in the lower ranks of the social scale and is likely still further to increase. The custom is one which, more than any other, is associated with Hindu orthodoxy, and it is, in consequence, one of the first to be adopted by an ambitious community which is attempting to better its social condition. To imitate the customs of the highest classes is to acquire some increase of tone and respectability ».

The number of females married and widowed at the last five censuses per 1000 of the population is as follows:

	Married					*Widowed*				
	1881	*1891*	*1901*	*1911*	*1921*	*1881*	*1891*	*1901*	*1911*	*1921*
India	490	485	476	483	467	187	176	180	173	175
Hindus . . .	496	495	485	495	477	197	186	194	188	191
Mohammedans.	480	475	471	473	465	170	160	153	148	145
Tribal Religions	447	422	419	436	418	108	111	139	114	123
Christians . .	398	420	409	422	413	152	124	126	118	113
Buddhists . .	388	377	380	375	375	94	118	111	106	115

In India the compulsory registration of births is nonexistent. The inaccuracy of the age returns has been discussed in every report on the Indian Census. There is a curious preference in the census returns for certain figures, mainly multiples of 5. In Bihar aud Orissa, for example, in 100.000 males whose ages were specially tabulated for the Actuary, about 15 per cent of the ages were returned in figures ending with 0, and 18 per cent with figures ending in 5. The age of infants below one year is not always accurately done by the enumerator wha often classifies in this category any child from one month to two or three years old if it is at its mother's breast. There is, too, a tendency to understate the age of un-married girls owing to the obloquy incurred by Hindu parents who fail to marry their girls before puberty. The understatement of age in middle life appears so be greater in the case of males than of females, and shere is, too, the natural exaggeration of old age. In Bengal the number who give their age as over 100, is 300 per million in England and Wales.

In India there is an excess of males over females as in Eastern (but not in Western) Europe. In every 1.000 of the population shere are 514 males and 486 females. The disparity between the sexes is greatest in the north-western areas and less in the west of the country. Since 1891 the ratio of females to males in

the natural population has declined. The decrease was considerable in the decade 1901 to 1911, especially in the Punjab, the United Provinces and Baroda, and has, with rare excepsions, continued during she decade 1911-1921. There is a deficiency of females at birth in every population of the world for which data are available, bus in most of the large provinces of India in the five years ended 1921 there has been a noticeable rise in the ratio of masculinity, a phenomenon noticeable in certain other countries. The proportion of females born per 1.000 males average 933 in India for the decade as against 914 in 1911 and 936 in 1901. In those tracts of India where the Mongolian races are strong (e. g. in Burma) and where the Dravidian races predominate (e. g. in Central and South India) the proportion of females to males born is higher than in the areas where the Aryan or Semitic race elements prevail, (e. g. in Northern and North-Western India). It is of interest also to note that during the present century there has been an increase in the proportion of female deaths. This is accounted for by the greater mortality among women from plague, malaria fever, and influenza. The influenza epidemic of 1918 was especially fatal to young married women. The sex ratio in the main religions of India is set out in the following table:

Religion	*Females per 1.000 Males*
Hindu	954
Mohammedan	909
Tribal	996
Christian	935
Jain	931
Sikh	755

It will be noticed that Hindus have the second highest proportion of females among the religious communities. These statistics of religion are largely affected by regional and economic considerations. Mohammedans, for example, are found in the areas where the general sex ratio is lowest, viz, in the Punjab, N. W. Frontier Province, Baluchistan, Sind and Bengal. In Bengal and the Punjab where the Mohammedan and Hindu comunities are in more equal proportion, the Mohammedans have actually the higher sex ratio. Statistics of the sex ratio by religion in India are not of very great value.

Nov. 1924.

APPENDIX I

Population by Religion

	1881	1891	1901	1911	1921
India	253,891,821	287,223,431	294,361,056	315,156,396	316,128,721
Hindu	188,685,918	207,731,727	207,147,026	217,586,892	216,734,586
Brahmanic	188,684,766	207,688,724	207,050,557	217,337,943	216,260,620
Arya		39,952	92,419	243,445	467,578
Brahmo	1,147	3,051	4,050	5,504	6,388
Sikh	1,853,426	1,907,833	2,195,339	3,014,466	3,238,803
Jain	1,221,896	1,416,638	1,334,148	1,248,182	1,178,596
Buddhist	3,418,884	7,131,361	9,476,759	10,721,453	11,571,268
Zoroastrian (Parsi)	85,397	89,904	94,190	100,096	101,778
Mussalman	50,121,585	57,321,164	62,458,077	66,647,299	68,735,233
Christian	1,862,634	2,284,380	2,923,241	3,876,203	4,754,064
Jew	12,009	17,194	18,228	20,980	21,778
Animistic	6,570,092	9,280,467	8,584,148	10,295,168	9,774,611
Minor religions & religions not returned	59,985	42,763	129,900	37,101	18,004
Not enumerated by religion				1,608,556	

Population by Religion

	Proportion per 10,000 of population in					Variation per cent (Increase (+) or Decrease (—)) in the total population over				
	1921	1911	1901	1891	1881	1911-1921	1901-1911	1891-1901	1881-1891	1881-1921
Indo-Aryan	7.362	7.417	7.479	7.596	7.688	+ .1	+ 5.6	+ .9	+ 11.8	+ 19.2
Hindu	6.856	6.939	7.037	7.232	7.432	— .4	+ 5.0	— .3	+ 10.1	+ 14.9
Brahmanic	6.841	6.931	7.034	7.231	7.432	— .5	+ 5.0	— .3	+ 10.1	+ 14.9
Arya	15	8	3	1	—	+ 92.1	+ 163.4	+ 131.3	—	—
Brahmo	.2	.18	.14	.14	.0	+ 16.1	+ 35.9	+ 32.7	+ 165.9	+ 456.9
Sikh	103	96	75	67	73	+ 7.4	+ 37.0	+ 15.1	+ 2.9	+ 74.7
Jain	37	40	45	49	48	— 5.6	— 6.4	+ 5.8	+ 15.9	— 3.5
Buddhist	366	342	322	248	135	+ 7.9	+ 13.1	+ 32.9	+ 108.6	+ 238.5
Zoroastrian (Parsi)	3	3	3	3	3	+ 1.7	+ 6.3	+ 4.7	+ 5.3	+ 19.2
Mussalman	2.174	2.126	2.122	1.996	1.974	+ 5.1	+ 6.7	+ 8.9	+ 14.3	+ 37.1
Christian	150	124	99	79	73	+ 22.6	+ 32.6	+ 28.0	+ 22.6	+ 155.2
Jew	.6	.7	.6	.6	.5	+ 3.8	+ 15.1	+ 6.0	+ 43.1	+ 81.3
Primitive	309	328	292	323	259	— 5.1	+ 19.9	+ 7.5	+ 41.2	+ 48.8
Miscellaneous (minor religions & religions not returned)	1	1	4	2	2	— 51.5	— 71.4	+ 203.7	— 28.7	— 70.0

H. Bunle

Notes Statistiques sur la Démographie des Colonies Françaises

I. Introduction

Dans sa forme actuelle, la puissance coloniale française date du dernier quart du 19ème siècle. En 1815, la France ne gardait de ses anciennes possessions d'outre-mer que la Martinique, la Guadeloupe, la Réunion, la Guyane, les Etablissements de l'Inde, Saint Pierre et Miquelon, et, enfin, le Sénégal réduit à l'île de Gorée. De 1815 à 1870, elle y ajoute l'Algérie jusqu'à la limite actuelle des territoires du Sud (1830-1872), Tahiti, les Marquises et Touamotou (1842), la Cochinchine (1862), le Cambodge (1863), la Nouvelle-Calédonie. Elle prend pied au Gabon (1844),à Obock (1862), dans le Golfe de Bénin et sur la côte de Guinée (1863). Au Sénégal, elle conquiert le Cayor.

Aprés 1870, elle occupe successivement la Tunisie (1881), l'Annam et la Tonkin (1881-1885), les îles Sous-le Vent (1888), Djibouti (1884), Madagascar (1895). Enfin, elle étend progressivement son administration en Afrique et constitue l'Afrique occidentale et l'Afrique équatoriale françaises. A partir de 1907, elle commence la pacification du Maroc.

En 1921, les Colonies et protectorats français, ainsi que les territoires placés sous le mandat de la France, couvraient plus de 12 millions de kilomètres carrés et comprenaient approximativement 58 millions d'habitants. La plus grande partie se trouvaient en Afrique : 35 millions d'habitants y étaient répartis sur 11 millions

environ de kilomètres carrés. En Asie, les possessions françaises s'étendent sur 900.000 kilomètres carrés avec 22 millions de personnes.

Ce sont surtout des indigènes, de races diverses, qui peuplent ces vastes territoires. Ceux-ci ne renferment, en effet, que 1.800.000 Européens ou assimilés, dont 1.450.000 Français. Ils se trouvent, en presque totalité, dans l'Afrique française du Nord, dans les vieilles colonies (Réunion, Martinique, Guadeloupe). Sauf peut-être les colonies de l'Océanie et certaines parties de Madagascar, les autres contrées soumises à l'influence française ne peuvent être des colonies de peuplement. La population d'origine européenne y est donc fort peu importante. Elle ne comprend que les fonctionnaires, les troupes d'occupation et le personnel de direction absolument nécessaires à l'activité économique encore réduite de ces vastes territoires. L'étude démographique de ces petits groupes d'Européens, qui ne se fixent pas en général et dont les séjours aux colonies sont coupés par d'assez longs repos dans leurs pays d'origine, ne rentre pas dans le cadre de ce travail. Leur effectif est trop variable, et trop faible en même temps, pour que les données qu'ils fournissent permettent des conclusions fermes sur la démographie des Européens dans les colonies françaises. Pour ces raisons, on s'est borné, dans les pages suivantes, à faire connaître les résultats obtenus pour les populations indigènes.

La question se présente naturellement sous un autre aspect pour le bloc Algérie-Tunisie-Maroc, où plus d'un million d'Européens sont actuellement établis à demeure. D'origines diverses, ceux-ci sont amenés par le contact journalier à se mélanger en proportions plus ou moins fortes. Ce n'est pas la question la moins intéressante que pose l'examen des statistiques démographiques de l'Afrique française du Nord.

Pour la plupart des colonies, on a donc limité les recherches aux statistiques concernant l'état et le mouvement de la population indigène. Mais, du fait même de l'étendue de ces territoires, de la civilisation de leurs habitants, du petit nombre des fonctionnaires français qui les administrent, et aussi de la date récente de leurs conquêtes, ces statistiques sont encore rudimentaires.

Il est facile de s'en rendre compte par les notices ci-après, dans lesquelles on s'est efforcé de rassembler les renseignements actuellement connus. Lorsque cela était possible, on a indiqué les méthodes suivies pour l'établissement des recensements de la population et des statistiques de l'état-civil.

Superficie, population et densité de la population des colonies et protectorats de France, en 1921 (1)

COLONIES ET PROTECTORATS	SUPERFICIE en Kilomètres carrés	POPULATION TOTALE en milliers	POPULATION dont EUROPÉENS et assimilés Français	POPULATION dont EUROPÉENS et assimilés Autres	DENSITÉ par Kilomètre carré
1. — AFRIQUE					
Algérie (territoires du Nord et du Sud. Rec. 6 mars 1921)	575,511	5,806	602,659	188,774	10
Tunisie (protectorat. Rec. 6 mars 1921)	125,130	2,094	54,476	101,639	17
Maroc, zone française (protectorat. Evaluation 1921)	415,000	4,480	48,786	29,167	13
Sahara algérien	1,830,000	»	»	»	»
Afrique occidentale française (Rec. 1er juillet 1921) — Sénégal	192,000	1,225	4,418	869	6,4
Mauritanie	670,000	262	135	79	0,4
Guinée française	242,000	1,876	763	633	7,8
Côte d'Ivoire	315,000	1,546	728	107	4,9
Dahomey	107,000	842	470	68	7,8
Soudan français	1,672,000	2,475	843	140	1,5
Haute-Volta	320,000	2,973	180	11	9,6
Territoire du Niger	1,282,000	1,084	215	1	0,8
Ensemble	4,800,000	12,283	7,742	1,908	2,6
Togo (mandat)	52,000	670	153	57	13
TOTAL GÉNÉRAL	4,852,000	12,953	7,895	1,965	2,7
Afrique équatoriale française (Rec[t] 1921)	2,370,000	2,851	1,739	193	1,2
Cameroun (mandat) évaluation	431,320	3,000	500	240	7,0
Madagascar et dépendances. (Rec. juillet 1921)	609,750	3,382	17,000	2,359	5,5
Réunion. (Rec. 1921)	2,400	137	167,780	158	72
Îles du Sud (Kerguelen, Saint-Paul, Amsterdam)	3,514	»	»	»	»
Côte des Somalis (Rec. 1921)	22,000	65	190	146	3,0
En AFRIQUE	11,236,625	34,804	901,025	324,641	3,2
2. — ASIE					
Syrie et Liban (Mandat). [Rec. mars-juillet 1921]	200,000	2,535	»	»	12,5
Territoire de Cheik-Saïd (Arabie)	1,622	1	»	»	0,8
Indes françaises. (Rec. 1921)	513	267	549	445	520
Indochine. (Rec. mars 1921) — Cochinchine	56,000	3,864	6,864	410	69
Cambodge (protectorat)	175,000	2,413	1,271	97	14
Annam et Lang-Bian (protectorat)	150,000	4,915	1,877	59	33
Tonkin	105,000	6,884	9,976	302	66
Laos	214,000	819	285	8	4
Kouang-Tcheou-Wan	842	207	165	»	245
Ensemble	700,842	19,122	20,258	876	27
En ASIE	902,977	21,925	»	»	24
3. — OCÉANIE					
Nouvelle-Calédonie (1921)	16,117				
Iles environnantes (1921)	188				
Dépendances (Belep, Pins, Loyalty, Huon, Wallis, Chesterfield) [1921]	2,348	47	13,906	2,756	2,5
Nouvelles-Hébrides (condominium franco-britannique)	12,000	60	677	226	5
Établissements. (Rec. 1921) — Tahiti et Moorea	1,775	13,0	2,318	1,550	11
îles Touamotou	860	4,7	60	500	4
îles Gambier	30	1,5	15	10	18
îles Marquises, Sous-le-Vent, Toubouai	1,933	11,8	257	440	6
Ensemble	3,998	31,0	2,650	2,500	8
En OCÉANIE	34,651	138	17,233	5,302	4,0
4. — AMÉRIQUE					
Saint-Pierre Miquelon. (Rec. 1921)	240	4	3,761	157	17
Guadeloupe et dépendances (Rec. 1921) — Guadeloupe et Grande-Terre	1,509	197	197,105	»	131
D sirade et Petite-Terre	31	2	1,558	»	50
Saintes	14	2	1,765	»	125
Marie-Galante	149	23	22,608	»	150
Saint-Martin (partie française)	52	4	4,284	»	82
Saint-Barthélemy	25	2	2,519	»	101
Ensemble	1,780	230	229,839	»	129
Martinique. (Rec. 1er juillet 1921)	985	244	243,474	965	247
Guyane. (Rec. 1er juillet 1921)	90,000	44	35,779	6,055	0,5
En AMÈRIQUE	93,005	522	512,853	7,177	5,6
5. — RÉCAPITULATION					
Afrique	11,236,625	34,804	901,025	324,641	3,2
Asie	902,977	21,925	»	»	24
Océanie	34 651	138	17,233	5,302	4,0
Amérique	93,005	522	512,853	27,177	5,6
TOTAL	12,267,258	57,389	»	»	4,8

II. Algérie

On a partagé l'intervalle de 1830 à nos jours en deux périodes. Dans la première, qui s'étend jusqu'en 1900, les résultats signalés ont été empruntés aux ouvrages du D.r Ricoux et de M. V. Demontes. Pour la seconde période, les résultats exposés sont ceux auxquels nous a conduits l'étude des statistiques officielles : recensements et mouvement de la population. Quoique ces documents ne semblent pas à l'abri de toute critique, ils sont cependant plus précis que ceux de la période antérieure. Tout au moins est-il possible de se rendre compte de la méthode suivie pour les établir et des défauts qu'ils présentent. Enfin, sans être aussi complets qu'il serait souhaitable, ils sont plus détaillés que ceux des années 1830-1900 ; ils permettent une étude plus approfondie de la démographie algérienne.

a) *de 1830 à 1900 :*

Jusqu'en 1851, les statistiques publiées ne concernent que les Européens des villes occupées. Elles s'appliquent donc à un territoire d'étendue variable. C'est la période de la conquête du Tell et des Hauts-Plateaux et de la lutte contre Abd-el-Kader. De 1830 à 1847, les Français occupent successivement Alger et Oran (1830), Bône (1832), Bougie (1833), Constantine (1837). En 1847, la colonie n'est encore constituée que par trois enclaves, séparées par les possessions d'Abd-el-Kader, et la Kabylie. Ce sont d'abord : Arzeu, Oran, Mostaganem avec leurs banlieues immédiates ; puis Alger et la Metidja avec, comme villes à la périphérie, Kolea, Blidah, Aumale, Palestro ; enfin la région de Constantine entre la mer (de Bougie à la frontière Tunisienne), la ligne jalonnée par Beni-Mansour, Mansoura, Msila et une ligne approximative joignant Zaatcha, Biskra à Tebessa. Le traité de 1847 fait tomber sous l'Administration directe de la France le reste du Tell et des Hauts-Plateaux, d'Alger et d'Oran jusqu'à la ligne marquée par El-Aricha, Saïda, Chellala, Msila.

En 1830, il n'y avait encore que 602 Européens en Algérie : en 1831, on en comptait 3.228. Avec la conquête, la population européenne s'accroît constamment et, en 1851, elle s'élevait à 131.283 personnes au total, dont 66,050 Français et 65,233 Européens d'autres nationalités (Espagnols, Italiens et Anglo-Maltais pour la plupart).

Population européenne en Algérie de 1838 à 1851 (1)

Nationalités		1833	1836	1841	1845	1851
Français		3.478	5.485	16.677	46 339	66.050
Etrangers	Espagnols	1 291	4.592	9 748	25.335	41 558
	Italiens	1.122	1.845	3.258	7.738	7.555
	Anglo-Maltais	1.213	1 802	3 795	8 047	7.307
	Autres	708	837	3.896	7 862	8.813
	Total	4.334	9.076	20 697	48.982	65 233
Israélites		—	—	10.431	18.689	21.089

Au début du second empire français, les deux éléments en présence, Français et Etrangers, ont donc sensiblement même importance. Malgré l'insécurité et les mauvaises conditions hygiéniques, la population européenne n'a cessé de croître par le seul fait d'une immigration importante. Dans cette période, en effet, la mortalité surpasse tous les ans la natalité. Cette dernière, faible au début, l'élément féminin étant encore peu important, dépasse cependant 300 p. 10.000 habitants à partir de 1833. Mais la mortalité est beaucoup plus forte, en raison du climat et des défrichements entrepris. Les maladies épidémiques exercent leurs ravages : variole, en 1846 ; choléra, de 1849 à 1851, qui décime les 13.000 colons introduits en Algérie par le décret du 19 septembre 1848 (2). Dans l'ensemble de la période considérée, le nombre des décès p. 10.000 habitants a dépassé 400. Il n'est jamais tombé au-dessous de 390 et s'est élevé à 552 dans la période 1845-1851.

Naissances et décès en Algérie, de 1830 à 1851 (3)

Périodes	Population moyenne (mille hbts)	Nombre annuel moyen des			Proportion p. 10.000 hbts		
		Naissances	Décès	Excédents de Décès	Naissances	Décès	Excédents de Décès
1830-31	1,9	2	1	—1	—	—	—
1831-33	5,5	109	219	110	198	398	200
1833-36	11,2	347	466	119	310	416	106
1836-41	26,0	817	1.146	329	314	441	127
1841-45	66 3	1 985	2 594	609	299	391	92
1845-51	113,3	4.333	6.250	1.917	382	552	170

(1) V. Demontes. *Le peuple Algérien*. Alger 1906 ;
(2) R. Ricoux. *La démographie figurée de l'Algérie* (« Annales de démographie internationale », n. 14 p. 227 à 279).
(3) d'après R. Ricoux.

En 1856, pour la première fois, le recensement est étendu à la population indigène. La population totale aurait été d' environ 2 millions ½ d' habitants, dont 159,282 Européens (parmi lesquels 92.738 Français, soit 58 p. 100 de la population européenne) et 2.328.000 Musulmans et Israélites. L' occupation s'est alors étendue dans le Sud de Constantine et d' Alger ; Laghouat et Ouargla sont soumises en 1852 ; Touggourt en 1854. En 1872, le territoire Algérien est limité par la ligne Ouargla, Laghouat, Tadjeroume, El-Abiod, Aïn-Sefra ; la Kabylie entre Palestro et Bougie ayant été conquise en 1857. Voici les résultats fournis par les recensements quinquennaux étendus successivement aux contrées nouvellement soumises :

Population totale de l' Algérie de 1856 à 1876

Nationalités		1856	1861	1866	1872	1876
Français.		92.738	112.229	122.119	129.601	156.727
Etrangers	Espagnols . .	42.218	48.145	58.510	71.366	92.510
	Italiens . . .	9.472	11.815	16.655	18.351	25 759
	Anglo-Maltais .	7 114	9.378	10.627	11.512	14.220
	Autres Europ.	7.740	11.179	10.079	14.287	22.583
	Total . .	66 544	80.517	95.871	115.516	155 072
Israélites		2.328.091	28.097	33 952	34.574	33 312
Musulmans sujets franç. .			2.741.541	2.652.072	2.125.052	2.462.936
Population totale . . .		2.487 373	2.962 384	2.904 014	2.404.743	2.807 685
Population comptée à part		8.388	13 142	17.232	11.482	59.941
Total général		2.495.761	2.975.526	2.921.246	2.416 225	2.867.626

De 1861 à 1876, le nombre des Israélites paraît avoir augmenté de 5.215 unités seulement. De 28.097 en 1861, il s' élève à 33.952 en 1866. En 1872, il est de 34,574 seulement et retombe à 33.312 en 1876. Le décret du 24 octobre 1870 ayant naturalisé Français en bloc les Israélites indigènes qui étaient dans la colonie à cette date, ainsi que leurs enfants et ceux nés postérieurement, il est vraisemblable qu' une partie variable de cette population a été comptée par erreur avec les Français aux recensements de 1872 et 1876.

Le nombre des Musulmans augmente fortement de 1851 à 1861, principalement sans doute par suite de l'extension du territoire soumis au recensement. Mais il s' abaisse ensuite. En 1872, on n'en aurait recensé que 2.125.000. Les épidémies, la famine et la guerre ne suffisent vraisemblablement pas à rendre compte de cette diminu-

tion. Il est probable que des omissions se sont produites, le pays étant insuffisamment pacifié, en même temps que des erreurs. En 1876, le chiffre des Musulmans se relève à 2.463.000, en accroissement de 388,000 par rapport au recensement précédent (ce qui paraît considérable), mais il est encore inférieur aux effectifs indiqués par les recensements de 1861 et de 1866.

Quant à la population européenne, elle n'a cessé de croître; en 25 années, elle a plus que doublé. 312.000 Européens en 1876 (1) au lieu de 131.000 en 1851. En 1876, Français et Etrangers sont en nombres presque égaux (157.000 Français, 155.000 étrangers) alors qu'au début de cette période l'élément français recensé en Algérie dépassait de 26.000, soit de 40 p. 100 environ, le total de la population étrangère. M. DEMONTES explique ce développement plus rapide des étrangers par deux causes: 1°) l'extension des grands travaux publics (chemins de fer, ports, assainissement des campagnes) et l'existence de grandes compagnies financières, exploitant de vastes étendues en culture, qui attirent une nombreuse main d'oeuvre étrangère ne se rebutant pas de certains travaux particulièrement pénibles de terrassement et de défrichement, parfois peu rémunérés; 2°) la suppression des concessions gratuites pour les Français, auxquelles on substitue la vente sous ses trois formes; à prix fixe, aux enchères ou de gré à gré. Quoi qu'il en soit, dans ces vingt années, le nombre des colons double, malgré les insurrections, les épidémies de choléra (1854-55, 1865, 1869), de typhus (1868-69), la guerre de 1871. C'est qu'aux immigrants s'ajoutent les enfants nés dans le pays. Les excédents des naissances sur les décès deviennent importants, en raison de l'accroissement du nombre des colons et de la diminution de la mortalité. Les excédents de naissances débutent en 1854 seulement; ils sont réguliers à partir de 1857. De 1851 à 1876, pour un accroissement total d'environ 225.000 unités dans la population européenne, la part des excédents de naissances a été d'environ 23.000, soit à peu près 10 p. 100. Pour les neuf dixièmes, l'accroissement des Européens en Algérie est donc dû, pour cette période, à l'immigration.

(1) non compris la population comptée à part.

Naissances et décès dans la population européenne de 1851 à 1876 (1)

Périodes	Population moyenne (mille habts)	Nombre annuel moyen des :			Proportion pour 10,000 habts		
		Naissances	Décès	Excédents de naissances (+) ou de décès (—)	Naissances	Décès	Excédents de naissances (+) ou de décès (—)
1851-55	150	5.852	6.557	— 705	390	437	— 47
1856-60	188	6.876	6.193	+ 683	367	330	+ 37
1861-65	220	8.532	6.076	+ 2.456	387	275	+ 112
1866-72	263	8.732	8.278	+ 454	332	315	+ 17
1872-76	324	10.411	8.708	+ 1.703	321	269	+ 52

La natalité s'abaisse de 390 à 321 p. 10.000 habitants, tandis que la proportion des décès diminue plus rapidement encore de 437 à 269 p. 10.000 habitants. Dans les années 1851-55, on constate des excédents de décès, atteignant 47 p. 10.000 habitants ; ils font place, dans toutes les autres périodes, à des excédents de naissances, même en 1866-1872 malgré les épidémies, l'insurrection et la guerre.

De 1876 à 1901, la population totale s'élève de 2.867.000 à 4.739.000 habitants, soit de 1.872.000 habitants ou 65 %. Pour les populations musulmane et israélite, le taux est à peu près le même : 65 et 72 %

L'élément européen a augmenté plus rapidement. En 1901, il compte 584.000 habitants, soit un taux d'accroissement de 87 p. 100. Cette fois, les Français prennent une avance considérable sur les étrangers. En 1901, on trouve 364.000 Français et 220.000 étrangers. Accroissements respectifs : 132 et 43 p. 100. C'est là surtout une des conséquences des lois des 26 juin 1889 et 22 juillet 1893 sur la naturalisation automatique des fils d'étrangers nés sur le territoire français

(1) d'après R. Ricoux.

Population totale de l'Algérie de 1881 à 1901 (a)

Nationalités	1881	1886	1891	1896	1901
Français	195.418	219.627	267.672	318.139	(1) 364 257
Etrangers Espagnols .	114 320	144.530	151.859	157 560	155.265
Etrangers Italiens . .	33 693	44.315	39.161	35 539	38.791
Etrangers Anglo-Maltais	15.402	15 533	14 677	13 986	25.531
Etrangers Autres Europ.	(3) 17 939	8.775	10 096	4 920	
Etrangers Total . .	181.354	213.153	215.793	212.005	219.587
Israèlites	35 663	42 595	47 459	48.763	57.132
Musulmans sujets franç.	2.842.497	3.264 481	3.559 687	3.764 600	4.072 089
Musulmans sujets étrang.	—	12.340	17 376	17.022	26.266
Popul. mun cipale totale	3 254 932	3 752.196	4.107 987	4.360 529	(4)
Popul. comptée à part .	(2) 55.480	(2) 65.269	16 745	(2) 69.843	
Total général	3 310.412	3.817 465	4.124.732	4.430.372	4 739.331

Dans cette augmentation de l'élément européen, l'immigration joue encore le rôle le plus considérable. On peut estimer son importance à 200.000 unités au minimum (b), l'accroissement dû aux excédents de naissances étant de 65.000 environ. En gros, de 1876 à 1901, l'augmentation du nombre des Européens fixés en Algérie est due aux immigrants pour les $^3/_4$, à l'accroissement naturel de la population pour l'autre quart.

Dans cette période, en effet, les naissances l'ont toujours emporté sur les décès. La proportion des excédents pour 10.000 Européens a toujours dépassé 30 p. 10.000 et s'est élevée à 71 p. 10.000. de 1896 à 1900.

(*a*) D'après V. Demontes.

(*b*) D'après la comparaison des recensements aux deux extrémités de la période avec la balance des naissances et des décès dans l'intervalle.

(1) dont 71.793 naturalisés.

(2) Armée comprise.

(3) Musulmans sujets étrangers (Tunisiens et Marocains) y compris.

(4) La population comptée à part (16.331 habitants, armée non comprise) a été répartie entre les diverses nationalités.

Naissances et décès des Européens, de 1876 à 1900 (1)

Périodes	Popul.n moyenne (mille habit^{ts} (*a*)	Nombre annuel moyen des				Proportion p. 10.000 hab^{ts} des			
		Mariages	Naissances	Décès (*b*)	Excéd^{ts} des naissances	Nouv^{x} mariés	Naissances	Décés	Exc'd^{ts} des naissances
1876-80	360	2 667	12.023	10.657	1.366	148	334	296	38
1881-85	435	3.180	14.738	12 310	2.428	146	339	283	56
1886-90	505	3 392	16 394	14.920	1.474	134	325	295	30
1891-95	555	3 706	17 125	14.325	2 800	134	309	258	51
1896-1900	605	3.965	16.918	12 643	4 275	131	280	209	71

(*a*) Armée comprise — (*b*) Civils et militaires.

La natalité a toutefois continué le mouvement de baisse amorcé vers 1860. De 335 p. 10.000 habitants en moyenne aux environs de 1880, elle tombe à 280 dans la dernière période quinquennale inscrite au tableau précédent. Parallèlement, la mortalité diminue avec rapidité. Supérieure à 290 p. 10.000 habitants, de 1876 à 1890, elle s'abaisse à 258 en 1891-1895 et à 209 en 1896-1900. C'est à l'arrêt des grands travaux publics dans la colonie vers 1891 que M. Demontes attribue, en partie, la moindre mortalité. Les épidémies, d'autre part, disparaissent, les terres étant défrichées, desséchées, drainées et mises en culture.

Tels sont les résultats généraux, concernant les variations de la population en Algérie, pour toute la période qui s'étend de la prise d'Alger au début de 1901. Les statistiques plus détaillées sur la démographie des Européens dans cette période sont assez rares. Il n'y a pas à s'en étonner outre-mesure. Les résultats des recensements ont toujours été très succincts en Algérie (2). Les mariages, naissances et décès n'ont guère fait l'objet d'une statistique approfondie qu'à partir de 1900. On trouvera ci-après les résultats les plus caractéristiques établis par Ricoux et M. Demontes, pour diverses périodes comprises entre 1830 et 1900, à l'aide des documents qu'ils ont pu consulter au Gouvernement général de l'Algérie ou bien des enquêtes qu'ils ont pu conduire sur place.

(1) D'après V. Demontes.

(2) La répartition de la population européenne par sexe n'est connue que depuis 1840; sa répartition suivant le sexe et l'état matrimonial depuis 1866 seulement - (d'après R. Ricoux).

Il faut remarquer d'abord que la part de l'élément européen né dans la colonie s'est accrue. En 1856, sur 100 Européens recensés, 21 étaient nés en Algérie; en 1872, la proportion était déjà de 39 p. 100. Toutes autres conditions égales d'ailleurs, on peut en attendre une diminution de la mortalité générale.

La proportion des mariages p. 10.000 habitants a été très basse dans les premières années, où la colonie européenne ne renfermait qu'une faible proportion de femmes. De 1835 à 1853, elle s'est, au contraire, maintenue à un niveau plus élevé qu'en France, Espagne ou Italie. Soit parce que la nuptialité était vraiment forte en Algérie, soit parce que la population mariable y formait une part plus importante de la population que dans les pays européens; peut-être encore, pour ces deux raisons à la fois (3):

Proportion des nouveaux mariés pour 10.000 Européens (4)

Périodes	Européens au total	Français	Etrangers	Périodes	Européens au total
1830-1835	86	—	—	1876-1880	148
1836-1840	178	186	146	1881-1885	146
1841-1845	234			1886-1890	134
1846-1849	198	234	140	1891-1895	134
1850-1853	214	244	164	1896-1900	131
1854-1863	182	—	—		
1864-1869	156	186	144		
1870-1872	166	188	152		

De 1854 à 1872, la proportion des nouveaux mariés diminue sans doute à la suite des épidémies qui ravagent le pays. Enfin de 1876 à 1900, elle n'a cessé de décroître, tombant de 148 en 1876-80 à 131 p. 10.000 habitants dans les années 1896-1900. Au cours de cette dernière période, la proportion correspondante était de 143 en Italie, 152 en Espagne et en France. La proportion des nouveaux mariés p. 10.000 habitants était plus forte pour les Français que pour les étrangers d'origine européenne. On n'en saurait déduire de conclusions certaines quant à l'importance de la nuptialité des nationalités en présence, la répartition suivant le sexe, l'âge et l'état matrimonial de ces populations étant inconnue.

(3) En 1866, sur 10.000 habitants de plus de 15 ans, on a compté 125 mariages en Algérie au lieu de 110 en France dans la période 1856-1865 (d'après Ricoux).

(4) D'après Ricoux, pour la période 1830-1872 et V. Demontes.

La question la plus importante qui se pose relativement à la nuptialité est de savoir si les populations en présence se mélangent et dans quelle proportion il en est ainsi. Le Dr. Ricoux a fourni la répartition ci-après pour 44.816 mariages contractés en Algérie de 1830 à 1877 :

Mariages			*Nombres*
entre Français			23.217
entre Etrangers			14.568
entre Français ou Françaises et	Etrangères	5.073	6.881
	Etrangers	1.808	
	Musulmans	21	53
	Musulmanes	32	
entre Chrétiens et Israélites			30
» Musulmans et Etrangers			67

Le nombre des mariages mixtes entre Français et étrangers aurait donc été de 6.934, soit 15,5 % du total des mariages contractés dans la période. Le nombre des mariages entre Français et étrangères est trois fois plus élevé que celui des mariages entre étrangers et Françaises. Le Dr. Ricoux indiquait que, de toutes les nationalités européennes en Algérie, les Français étaient ceux qui s'alliaient le plus fréquemment par croisement. Les hommes se croisant plus que les femmes, il en résulte un gain pour la population française.

D'autre part, M. Demontes a donné les nombres et proportions ci-après pour les mariages mixtes de 1876 à 1890 :

Périodes	Nombre annuel moyen des mariages		Mariages mixtes pour 100 mariages
	au total	mixtes	
1876-80	2.667	450	16,1
1881-85	3.108	508	16,0
1886-90	3.392	—	17,7

Ces proportions seraient légèrement plus élevées que les précédentes et iraient en augmentant. Nous verrons, par la suite, que la période 1901-1913 fournit, dans l'ensemble, des résultats concordants à ce point de vue.

La proportion des enfants nés pour 10.000 recensés varie fortement avec la nationalité. Dans la dernière période considérée ci-après, on comptait 256 naissances pour 10.000 Français, 352 p 10.000 Espagnols et 358 p. 10.000 Italiens. Pour l'ensemble des

années examinées, ce sont les Espagnols et les Italiens qui fournissent les coefficients les plus élevés. Les Anglo-Maltais viennent ensuite. Quant aux Français, ils accusent les proportions les plus faibles :

Naissances pour 10.000 habitants de chaque Nationalité (1)

Périodes	Français	Espagnols	Italiens	Anglo-Maltais	Allemands	Israélites
1853-56	410	475	385	440	310	—
1867-72	367	410	408	440	401	416
1873-76	380	395	390	384	287	490
1876-80	364	388	336	351	—	—
1881-85	342	400	343	381	—	—
1886-90	331	345	306	335	—	—
1891-85	286	347	328	291	—	—
1896-1900	256	352	358	?	—	—

La proportion des naissances est en diminution régulière et sensible pour toutes les nationalités. L'illégitimité parait avoir également diminué jusque vers 1876-80. Ensuite, elle aurait augmenté :

Périodes	1866-70	1871-75	1876-80	1881-85	1886-90	1891-95	1896-1900
Illégitimes p. 1.000 nés (2)	124	92	88	91	90	116	121

Dans les premières années de la période, ce sont les Allemands qui auraient eu la plus forte illégitimité (157 p. 1.000 nés). Ensuite, se seraient classés les Français (135), les Espagnols (90), les Italiens (76) et les Maltais (37) (3). La masculinité des nouveaux-nés était plutôt élevée dans les premières années de l'occupation. Pour la période 1830-1877, on aurait constaté en moyenne 109 garçons pour 100 filles (3) :

Les Italiens et les Maltais auraient eu la masculinité la plus forte au début. Respectivement 110 et 109 garçons pour 100 filles en 1854-56. Chez les Espagnols et les Allemands, on n'aurait, au contraire, enregistré que 103 et 102 garçon pour 100 filles. Parmi les Français, la proportion était intermédiaire et atteignait 107.

Périodes	1830-53	1854-56	1858-63	1867-72	1873-77	1830-77
Garçons p. 100 filles	117	106	110	107	103	109

(1) Jusqu'en 1876, d'après le Dr. Ricoux. De 1876 à 1900, coefficients obtenus en rapportant les nombres absolus de naissances publiés par M. Demontes à la population moyenne de chaque période (moyenne arithmétique des effectifs aux deux recensements encadrant la période).

(2) d'après V. Demontès — (3) d'après Ricoux.

De même que la natalité, la proportion des décès pour 10.000 habitants a fortement diminué pour les Européens de toutes les nationalités. L'abaissement s'est accentué depuis 1890. Dans la période 1896-1900, les Français ont fourni le plus faible coefficient, suivis par les Espagnols et les Italiens.

Décès pour 10.000 habitants (1)

Périodes	Français	Espagnols	Italiens	Maltais	Allemands	Israélites
1853-56	463	300	300	282	548	—
1867-72	346	355	285	353	488	277
1873-73	268	279	289	267	369	244
1876-80	327	302	277	292	—	—
1881-1885	298	307	278	289	—	—
1886-80	313	303	299	334	—	—
1891-95	270	283	280	273	—	—
1896-1900	219	229	251	—	—	—

La mortalité infantile ne parait pas avoir été excessive étant donné son importance à ce moment en France, en Espagne et en Italie. Le Dr. Ricoux a montré qu'à Philippeville et à Oran, on a compté en moyenne 214 décès d'enfants de moins d'un an pour 1.000 nés vivants de 1875 à 1879. La proportion était de 213 pour les Français, 214 pour les Espagnols et 217 pour les Italiens. A la même époque, les taux correspondants étaient 205 en France, 288 en Espagne, 254 en Italie. Dans les dernières années du 19e siecle, la mortalité infantile s'était abaissée en Algérie. Voici les proportions calculées par M. Demontes pour la période 1894-1900. On en a rapproché les coefficients relatifs à la France dans les mêmes années :

Années	Décès d'enfants de moins d'un an p. 1.000 nés	
	Algérie	France
1894	177	158
1895	172	179
1896	165	148
1897	151	152
1898	166	169
1899	160	163
1900	162	161

(1) Voir note (1) de la page précédente.

b) *De 1901 à 1921*

Les opérations proprement dites des recensements de la population ont été effectuées en Algérie suivant les méthodes utilisées en France, sauf modifications de détails nécessitées par la présence des indigènes et la dissémination extrême d'une partie des habitants. C'est ainsi qu'en 1921, dans les territoires du Nord, le dénombrement des Européens, et des Indigènes domiciliés dans les agglomérations de plus de 1.000 habitants, a été effectué au moyen de bulletins individuels et de feuilles de ménage ou de bordereaux de famille. Dans les localités purement indigènes, comptant moins de 1.000 habitants, les opérations ont été faites au moyen d'une feuille de famille, les questions relatives au chef de la famille étant à peu près les mêmes que celles figurant sur le bulletin individuel des Européens; les questions relatives aux autres membres de la famille étant limitées au sexe, à l'âge et à l'état matrimonial. Enfin, dans les Territoires du Sud, on s'est borné à dresser des états numériques par fraction de tribu, ou centre important, d'après les listes établies par les chefs indigènes.

De 1901 à 1921, la population totale paraît s'être accrue de 1.066.000 habitants, soit 22,5% de l'effectif initial. L'augmentation a été plus faible pour les Indigènes que pour les Européens (20,2% au lieu de 23,5%). La population musulmane s'accroît uniquement, en effet, par les excédents de naissances, alors que la colonie européenne est encore renforcée par une immigration non négligeable.

Ce sont les naturalisés qui, dans la colonie européenne, accusent la plus forte augmentation: 53% et même 72% pour les naturalisés autres que les Israélites. L'accroissement est encore très élevé pour les Français d'origine, 38,5%. Au contraire, toutes les colonies étrangères sont en diminution: Espagnols, 7%; Italiens, 18%; autres nationalités 51%. Ces différences tiennent, en grande partie, aux lois de 1889 et de 1893 sur la naturalisation. En fait, il est pratiquement impossible de déterminer avec exactitude le taux d'accroissement réel des populations française, naturalisée ou étrangère. D'autant plus que ces races se mélangent fortement et dans une proportion croissante:

---

b) Répartie entre les autres nationalités.

Population totale de l' Algérie, de 1901 à 1921

Nationalités		1901	1906	1911	1921	Accroiss. p. 100 de 1901 à 1921
Français d'origine . .		292.464	278.976	304.592	405.208	+ 38.5
Naturalisés	Israélites .	57.132	64.645	70.271	73.967	+ 29.5
	Etrangers .	71.793	170.444	188.068	123.484	+ 72.0
	Total	128.925	235.089	258.339	197.451	+ 53.2
Etrangers	Espagnols	155.265	117.475	135.150	144.328	— 7.0
	Italiens . .	38.791	33.153	36.795	31.927	— 17.7
	Autres . .	25.531	15.570	17.167	12.519	— 51.0
	Total	219.587	166.198	189.112	188.774	— 14.0
Indigènes		4.098.355	4.477.788	4.740.526	4 924 938	+ 20.2
Popul. municipale totale		»	5.158.051	5.492.569	5.716 371	+ 21.0
» comptée à part .		(1)	73.799	71.259	89.719	»
Total général		4.739.331	5.231.850	5.563.828	5.806.090	+ 22.5

Les accroissements annuels moyens ont été différents dans les deux décades pour les catégories de population en présence. Les résultats de la dernière décade sont de beaucoup inférieurs aux précédents, en raison de la guerre mondiale et de la famine de 1920, sauf pour la population étrangère. Celle-ci est demeurée à peu près stationnaire alors qu'elle avait fortement diminué de 1901 à 1911. Sans doute, faut-il voir là une des conséquences du ralentissement dans le nombre des naturalisations individuelles s'ajoutant à une certaine reprise de l'immigration.

Un des phénomènes les plus intéressants de ces dernières années est l'abandon par les indigènes des communes mixtes, qui constituent leurs centres habituels de peuplement, pour les communes de plein exercice, où se trouvent surtout les Européens. Dans la période 1911-1921, la population indigène des communes mixtes a ainsi diminué de 7.000 unités. Mais les grandes communes européennes, où l'on comptait plus de 4.000 Européens, ont vu leur population musulmane s'accroître d'environ 52.000 unités, presque la moitié de l'augmentation des indigènes constatée dans l'ensemble des communes de plein exercice.

Un autre phénomène plus inquiétant est l'abandon par les Européens des centres ruraux pour les villes. L'augmentation de 56.320 Européens dans les centres comptant plus de 4.000 Européens, dépasse de près de 17.000 unités l'accroissement constaté sur tout

(1) Répartie entre les autres nationalités.

le territoire. Le recul de la colonisation européenne est particulièrement marqué dans le département de Constantine. Celui d'Oran résiste mieux à la crise de dépeuplement rural. Il y a là une menace pour l'avenir de la colonisation européenne.

L'examen des résultats de 1921 montre que, après répartition approximative de la population à part, il existait approximativement 835.000 Européens et 4.970.000 Indigénes, soit environ 1 Européen pour six Indigènes. Cette proportion s'accroît de l'Est à l'Ouest. Dans la population municipale, on comptait 14 indigènes dans le département de Constantine, 6 dans celui d'Alger et 4 seulement en Oranie pour 1 Européen.

La densité de la population varie de 10 habitants au kilomètre carré dans l'arrondissement de Médéa à 122 dans celui de Tizi-Ouzou. « Certaines régions sont très peuplées, d'autres le sont très peu. Dans la grande Kabylie, la densité de la commune mixte du Djurdjura s'élève à 188 habitants; dans d'autres (Fort National, Haut-Sebaou, Dra-el-Mizan, Dellys) elle atteint et dépasse 100. En général, elle diminue du Nord au Sud, comme les ressources économiques. Elle est moyenne dans le Tell, faible sur les Hauts-Plateaux et presque nulle dans le Sahara (1) ». Et en effet, la densité tombe à 1,6 dans les territoires du Sud et à 0,6 seulement dans les oasis sahariennes.

En 1921, les Français d'origine forment plus de la moitié de la population européenne recensée (51 p. 100), les Naturalisés exactement le quart et les Etrangers 24 p. 100. Parmi les Etrangers, les Espagnols dominent. Sur 1,000 Européens, on a dénombré : 182 Espagnols, 40 Italiens et 16 Européens d'autres nationalités. La proportion des Français est maximum dans le département d'Alger (62 p. 100). Celle des naturalisés et des étrangers est la plus élevée en Oranie, (respectivement 31 et 30 p. 100). A cet égard, la répartition dans Constantine se rapproche plus de celle d'Alger que de la répartition obtenue pour l'Oranie. Il est possible, d'ailleurs, que dans certaines communes une confusion ait pu s'établir pour la détermination de la nationalité des habitants. Mais, dans l'ensemble, les résultats obtenus peuvent être considérés comme satisfaisants.

Les Français sont originaires de tous les départements de le métropole, principalement de ceux situés au sud d'une ligne que

(1) V. Demontes. *Renseignements sur l'Algérie économique*, 1922, p. 28.

l'on pourrait tracer de Genève à Hendaye. Les Espagnols proviennent, pour la plus grande partie de Valence, de Murcie, d'Alicante et des provinces du Sud-Est de l'Espagne. Dans le département d'Oran, ils forment 29 p. 100. de la population européenne ; cette proportion s'abaisse à 15 p. 100 dans le département d'Alger et à 1 p. 100 seulement dans Constantine. Les Italiens sont originaires surtout de la Sicile, des Abruzzes et des Pouilles. Leur principal groupement se trouve dans le département de Constantine (11) p. 100 de la population européenne).

Répartition de la population européenne en Algérie (1921)

Départements	Français d'origine	Naturalisés & Israélites	Etrangers				Ensemble
			Espagnols	Italiens	Autres	Total	
Alger . . .	619	173	148	47	13	208	1.000
Constantine .	589	256	11	106	38	155	1.000
Oran . . .	383	312	293	5	7	305	1.000
Terr. du Sud	620	273	55	14	38	107	1.000
Algérie	512	250	182	40	16	238	1.000

Les résultats détaillés du recensement de 1921 ne sont pas encore connus en ce qui concerne la répartition des habitants suivant le sexe, l'âge, l'état matrimonial et le lieu de naissance. On est obligé de se reporter au recensement de 1911. A cette date, sur 100 personnes recensées, 64 étaient nés en Algérie, 15 en France ou dans les colonies françaises et 21 à l'étranger. La proportion des habitants nés en Algérie s'élève à 66 pour les femmes, tandis qu'elle n'est que de 63 pour les hommes. Il y avait égalité pour les effectifs des deux sexes, mais de 5 à 60 ans l'élément masculin était le plus fortement représenté.

De même, les renseignements concernant l'âge et l'origine des Musulmans remontent à 1911. On est frappé par ce fait que, pour tous les groupes d'âge (ceux de 1 à 4 ans et de 20 à 30 ans exceptés), les Musulmans étaient beaucoup plus nombreux pour le sexe masculin que pour le sexe féminin. On peut donc se deman-

der si un certain nombre de femmes n'auraient pas échappé au recensement. Les Musulmans se rattachent à deux éléments ethnographiques, souvent bien difficiles à distinguer : Arabes et Berbères. En 1911, on avait recensé 3.626.000 Arabes contre 1.085.000 Berbères. Ces derniers se rencontraient principalement dans les massifs montagneux de la Kabylie et de l'Aurès, notamment dans les arrondissements de Tizi-Ouzou, de Bougie et de Batna, où ils formaient respectivement 90, 82 et 43 p. 100 du total des Indigènes sujets français.

Le tableau ci-après, qui fait connaitre la répartition des populations européenne et indigène par sexe et par groupes d'âge met en évidence les différences ainsi signalées.

Répartition de la population par âge en 1911 (Territoire du Nord)

Groupes d'âge	Européens			Indigènes		
	Total	Sexe M	Sexe F	Total	Sexe M	Sexe F
0-1 ans	16.794	8.702	8.092	48.336	30.225	28.111
1-4 »	64.205	26.069	38.136	552.111	274.288	277.823
5-9 »	88.414	45.560	42.854	718.726	387.987	330.739
10-14 »	75.986	38.070	37.916	443.677	261.681	181.996
15-19 »	78.957	39.086	39.871	354.413	201.075	153.338
20-24 »	64 299	28.581	35.718	366.748	181.982	184.766
25-29 »	61.676	33.234	28.442	383.255	188.698	194.557
30-39 »	104.104	54.699	49.405	555.447	285.858	269.589
40-49 »	85.551	45.074	40.477	361.891	190.559	171.332
50-59 »	58.797	30.828	27.909	241.658	127.262	114.396
60-69 »	31.463	15.903	15.560	143 449	76.620	66.829
70-79 »	12.507	6004	6503	55.732	31.436	24.296
80-89 »	3278	1241	2037	18.948	10.742	8206
90-99 »	452	157	195	4518	2469	2049
100 et plus	27	12	15	565	351	214
Totaux	746.510	373.220	373.290	4.259.474	2.251.233	2.008.241

Il montre également que les populations européenne et indigène sont réparties de façon différente suivant les groupes d'âge. On s'en aperçoit plus clairement encore si, aux nombres absolus du ta-

bleau précédent, on substitue des répartitions proportionnelles établies pour 10.000 habitants de chacune des deux catégories de populations européenne et indigène:

Répartition de 10.000 habitants suivant l'âge en 1911

Groupes d'âge	Algérie		France (1)
	Population Européene	Population Indigène	
0-1 ans	225	137	185
1-4 »	860	1.296	701
5-9 »	1.184	1.687	849
10-14 »	1.018	1.041	842
15-19 »	1.058	832	813
20-24 »	861	861	791
25-29 »	826	900	784
30-39 »	1.395	1.304	1.475
40-49 »	1.145	850	1.271
50-59 »	787	567	1.034
60-69 »	421	337	766
70-79 »	167	131	395
80-89 »	43	45	90
90-99 »	6	11	4
100 et plus	4	1	»
Totaux	10.000	10.000	10.000

Pour les enfants de moins d'un an, il semble que le recensement des indigénes ait été quelque peu déficitaire. De 1 à 14 ans, la population indigène est relativement plus considérable que la population européenne. Après quarante ans, c'est exactement le contraire qui se produit, sauf dans le groupe 80-99 ans. Mais, aux âges élevés, on comprend que la détermination rigoureuse de l'âge des vieillards sans état civil ait présenté de sérieuses difficultés; et l'on ne saurait attacher une grande importance à ces variations.

Entre la population européenne d'Algérie et les habitants de la métropole, les différences sont du même ordre. Jusqu'à 30 ans, les groupes d'âge sont relativement plus nombreux en Algérie qu'en France. Au contraire, la proportion des adultes ayant dé passé la trentième année et des vieillards est plus élevée dans la

(1) Recensement 1911, tome I, 2. partie, page 33.

métropole; ce qui ne saurait surprendre étant donné l'importance de la natalité et de la mortalité dans les deux pays.

Si les populations européenne et indigène présentent des caractères différents en ce qui concerne la répartition des habitants dans les grands groupes d'âge, elles sont encore bien plus opposées eu égard à leurs champs d'activité. Force est ici d'examiner les résultats de 1911, ceux de 1921 n'étant pas encore connus.

Défalcation faite des individus sans profession [propriétaires urbains, rentiers, retraités, ménagères et enfants] la population active réunit 34,8 p. 100 des Européens recensés et 24,6 p. 100 seulement des Indigènes. Elle se répartit comme suit entre les diverses professions.

Population civile suivant la profession en 1911

Groupes professionnels et situation sociale		Habitants classés dans la population active		Prop. pour 10.000 habitants de la population active	
		Européens	Indigènes	Européens	Indigènes
I Pêcheurs		5.747	605	219	5
II Agriculture et Forêts	Patrons	23.860	543.446	913	4.658
	Pasteurs, nomades	242	116.965	9	1.003
	Ouvriers, journaliers domestiques	53.945	355.882	2.064	3.050
	Total	78.047	1.016.293	2.986	8.711
III Industrie, Commerce et transp.	Patrons de l'industrie	10.316	14.267	395	122
	Patrons du Comm.	20.232	21.676	774	186
	Ouviers et employés	103.519	79.940	3.961	685
	Total	134.067	115.883	5.130	993
IV Professions libérales		7.696	3.948	295	34
V Domestiques attachés à la personne		11.862	23.729	454	203
VI Fonctionnaires, Services publics		19.904	5.877	762	50
VII Armée		4.020	432	154	4
Totaux		261.343	1.116.767	10.000	10.000

L'effectif des Arabes est le plus important dans l'Agriculture et dans les services domestiques. Partout ailleurs, les Européens sont plus nombreux. Les Indigènes sont presque tous des agriculteurs (87 p. 100); 10 p. 100 sont employés dans l'industrie, le commerce

et les transports et 2 p. 100 dans les soins personnels. Au contraire, les Européens sont répartis dans toutes les catégories professionnelles. Si l'on en trouve 32 p. 100 dans l'agriculture et la péche, 8 p. 100 dans les services publics, 3 p. 100 dans les professions libérales, 51 p. 100 ont été recensés dans les professions industrielles et commerciales. On remarque d'ailleurs, en Algérie, l'existence d'une classe ouvrière importante parmi les Européens établis dans la colonie. Rien que dans l'agriculture, l'industrie et le commerce, les employés et ouvriers constituaient respectivement 21 et 40 p. 100 de la population active totale recensée.

La comparaison des recensements successifs montre déjà que la population de l'Algérie s'est accrue d'environ 54.000 unités par an dans la période 1901-1921. *Les excédents annuels moyens des naissances sur les décès* sont en effet considérables ; ils ont atteint 58.000 unités dans l'année moyenne de la période 1901-1913, dont 50.000 pour les Musulmans et 8.000 pour les Européens. Ils ont d'ailleurs régulièrement augmenté depuis 1901 pour les deux catégories de population ainsi qu'il résulte du tableau de la page suivante.

Méme dans la période 1913-1921, troublée par la guerre, l'épidémie de grippe et les mauvaises récoltes, les naissances l'ont emporté sur les décès. Deux années seulement font exception : 1918, où la grippe a durement frappé les deux catégories de population ; et 1921, où les indigènes ont été très éprouvés par les privations, consécutives à la séchercsse et aux mauvaises récoltes. Au contraire, dans cette même année 1921, la population européenne a fourni d'importants excédents de naissances.

Dans l'ensemble des années 1911-1921, les excédents des naissances sur les décès, révélés par les statistiques, ont été, pour l'Algérie entière de 52.600 dans la population européenne de 229.700 dans la population indigène. Mais, dans la statistiques des décès ne figurent pas les tués et disparus de la guerre qui ont donné lieu à une simple transcription sur les registres de l'état civil. On en a compté 40.000 environ, dont 20.000 Européens et autant d'indigènes. Par suite, le jeu des naissances et des décès aurait finalement accru la population de l'Algérie de 32.000 Européens et de 210.000 Indigènes dans la période 1911-1921. Or, si l'on compare les deux derniers recensements (1911 et 1921), on constate que les populatious

européenne et indigène ont augmenté respectivement de 47.000 et 195.000 unités dans la période considèréee. Il y aurait donc eu un excédent d'immigration atteignant 1500 personnes par an pour les Européens ; et, au contraire, un excédent d'émigration d'égale valeur pour les Indigènes. Ceci n'est point pour surprendre. Les Français mobilisés ont dû être remplacés par des éléments venus du dehors (1), principalement par des Espagnols. Et, après l'armistice, un grand nombre d'Arabes et de Kabyles ont quitté l'Algérie pour la France, où la main d'oeuvre était déficitaire, en raison des pertes résultant de la guerre et de la reconstitution des régions dévastées.

Mouvement de la population en Algérie (1901-1921) (2)

Années	Européens				Musulmans			
	Mariages	Nés vivants	Décès	Excédents des naissances	Mariages	Nés vivants	Décès	Excédents des naissances
1921	8.461	20.559	13.969	6.590	19.082	102.746	118 141	−15.395
1920	9.944	21.992	12.853	9.139	22.949	121.477	89.279	32.198
1919	8.269	16.571	13.650	2.921	35.796	110.754	98.209	12.545
1918	4.848	15.461	16.625	−1.164	25.448	112 505	133.758	−21.253
1917	4.623	14.120	12.936	1.184	26.158	115 247	108 386	6.861
1916	3.479	14.182	12.088	2.094	26.540	106.213	90.841	15.372
1915	3.124	17.323	14.456	2.867	21.498	106 297	102.497	3.800
1914	4.559	21.265	12.494	8.771	22.295	119.255	87.997	31.258
1913	6.486	22.087	12.844	9.243	30.346	133 751	81.145	52.606
1912	6.493	21.724	12.124	9.600	35.424	138.775	80.628	58.147
1911	6.074	20.613	13.366	7.247	34.702	130.206	93.246	36.960
1910	5.605	21.278	12.287	9.091	35.689	127.257	92.467	34.790
1909	5.342	20.169	13.018	7.151	28.327	121.689	95.740	25.949
1908	5.404	21.425	12.878	8.547	33.947	131.288	88.908	42.380
1907	5.481	19.794	13.378	6.418	35.643	123 280	94.266	29.014
1906	5.287	20.368	13.391	6.977	34.938	122.339	93.836	28.503
1905	5.037	18.242	13.548	4.694	35.877	119.539	97.162	22.491
1904	4.735	19.533	15.222	4.311	37.476	128 818	113.154	15.664
1903	4.839	19.802	12.074	7.728	42.278	131.803	75.982	55.821
1902	5.084	20.596	14.095	6.501	47.036	127.930	81.060	46.870
1901	4.751	19.625	14.446	5.179	42.988	112.824	99.451	13.373

(1) Un phénomène analogue s'est produit en Tunisie entre 1911 et 1921. Voir ci-aprés.

(2) Statistiques non publiées après 1921. La déclaration des naissances et des décès pour les Musulmans a été rendue obligatoire par la loi de mars 1882. Les nombres relatifs aux Européens renferment les nombres de mariages, naisssances et décès de la population israélite. Les tableaux statistiques relatifs au mouvement de la population sont établis dans chaque commune ; ils sont centralisés et totalisés à Alger.

Pour 10.000 habitants, les excédents de naissances s'élèvent de 94 en 1902-1904 et 89 en 1905-1907 à 121 en 1908-1910 et 115 en 1911-1913.

La guerre les réduit considérablement. En 1915-1917, ils tombent à 28 p. 10.000 habitants dans la population européenne et à 17 p. 10.000 indigènes. En 1918 même, en raison de l'épidémie de grippe, pour la première fois depuis de longues années, les décès l'emportent sur les naissances. Depuis l'armistice, la natalité s'est relevée et l'on a constaté, à nouveau, des excédents de naissances importants. En 1920, ils ont atteint 112 p. 10.000 Européens et 73 p. 10.000 Indigènes. L'extrême sécheresse de 1920 réduit au quart de sa valeur moyenne la récolte des céréales. Les populations indigènes souffrent de privations considérables, qui se traduisent par une diminution de la nuptialité en 1920, de la natalité en 1921 et un accroissement de la mortalitè en 1921. Aussi en 1921, constatet-on, parmi les indigènes, un excédent élevé des décès sur les naissances (26 p. 10.000 habitants).

D'une façon générale, d'ailleurs, les excédents de naissances et l'accroissement naturel de la population, sauf en 1902, 1903, 1912 et 1916, sont plus faibles pour les Musulmans que pour les Européens.

Excédents de naissances pour 10.000 habitants (1)

Années	Européens	Musulmans	Années	Européens	Musulmans	Années	Européens	Musulmans
1901	74	28	1908	126	101	1915	44	7
1902	93	113	1909	105	60	1916	25	30
1903	121	144	1910	133	83	1917	14	13
1904	68	45	1911	96	83	1918	— 14	— 48
1905	72	56	1912	127	131	1919	35	27
1906	102	66	1913	122	116	1920	112	73
1907	93	62	1914	117	69	1921	81	— 26

L'accroissement relatif serait plus rapide chez les Naturalisés que parmi les Français d'origine ou les Etrangers. Pour 10.000

(1) Dans les territoires civils du Nord. (Les statistiques relatives aux territoires du sud et aux territoires de commandement ne sont qu'approximatives). Par comparaison avec les recensements effectués, il semble que les excédents de naissances aient contribué pour un peu plus de 50 % à l'accroissement de la population européenne en Algérie dans la période 1906-1911.

habitants recensés en 1911, l'accroissement annuel moyen de la période 1911-1913 aurait été de 49 dans la population française, 101 dans la population étrangère, 160 chez les Naturalisés et 216 chez les Juifs. Ces proportions ne sont données qu'à titre indicatif. Le rapprochement des nés vivants et des décédés suivant la nationalité est, en effet, rendu très délicat par le jeu des naturalisations. D'autre part, le classement des décédés d'après leur origine n'est pas toujours exempt d'erreurs.

La nuptialité a été, dans les dernières années d'avant-guerre, plus élevée pour les Européens que pour les Musulmans (170 p. 10.000 habitants contre 133). La proportion des nouveaux mariés européens était en augmentation depuis 1901. Au contraire, celle des musulmans diminuait.

Nouveaux mariés pour 10.000 habitants en Algérie (1)

Années	Européens	Musulmans	Années	Européens	Musulmans	Années	Européens	Musulmans
1901	147	244	1908	160	142	1915	77	79
1902	158	268	1909	158	116	1916	86	101
1903	149	198	1910	166	150	1917	113	94
1904	147	175	1911	162	140	1918	120	92
1905	157	168	1912	173	142	1919	203	138
1906	155	151	1913	174	118	1920	246	85
1907	162	151	1914	121	84	1921	209	70

L'influence de la guerre se fait sentir sur le taux de nuptialité, moins fortement toutefois pour les Européens que pour les Indigènes. Dans la période 1914-1918, la proportion moyenne des nouveaux mariés s'est abaissée à 106 p. 10.000 Européens et à 90 p. 10.000 musulmans, soit des taux de diminution respectifs de 38 et 33 % par rapport à la période triennale précédant l'ouverture des hostilités. Le minimum de la nuptialité se place en 1915; il a sensiblement même valeur pour les deux catégories de population.

(1) Territoires civils du Nord.

Immédiatement après l'armistice, la nuptialité se relève, moins que dans la métropole toutefois. La proportion des nouveaux mariés pour 10.000 habitants est maximum, en 1920 pour les Européens, en 1919, pour les Indigènes. Mais, pour ces derniers, les mauvaises récoltes de 1920-1921 amènent, dans ces deux années, un abaissement de la nuptialité, qui tombe au-dessous du niveau le plus bas atteint pendant la guerre.

Dix p. 100 environ des nouveaux mariés musulmans avaient déjà une ou plusieurs femmes ; la proportion des époux polygames s'est abaissée de 12,2 % en 1901-1903 à 10 % en 1911-1913.

La comparaison des courbes de distribution relatives à la répartition des nouveaux mariés suivant l'âge permet les remarques ci-après. Pour le sexe masculin, la courbe des Musulmans est plus étalée que celle des Européens : la proportion des mariages précoces (moins de 25 ans) et des mariages tardifs (plus de 40 ans) étant plus forte chez les premiers. Pour le sexe féminin, proportion beaucoup plus élevée des mariages précoces chez les Musulmanes, dont plus de la moitié se marient avant 20 ans. La proportion correspondante n'est que d'un cinquième parmi les Européennes. On a pu calculer, pour la période 1911-1913, la fréquence de la nuptialité dans chaque catégorie d'âge pour les populations musulmane et européenne.

Nouveaux mariés pour 10.000 habitants

Catégories d'âge	Européens		Musulmans	
	Sexe M	Sexe F	Sexe M	Sexe F
moins de 15 ans	—	—	—	42
15-19 ans	40	301	139	835
20-24 »	484	814	426	457
25-29 »	841	429	413	191
30-39 »	278	142	218	85
40-49 »	91	55	129	31
50-59 »	46	24	96	11
60 ans et plus	16	5	37	3

Si l'on rapproche les proportions relatives aux Européens établis en Algérie de celles calculées pour la population francaise dans la période 1906-1913, ou peut dresser le tableau comparatif suivant.

Groupes d'âge	Algérie (1911-1913)		France (1906-1913)	
	Sexe M	Sexe F	Sexe M	Sexe F
moins de 20 ans	40	301	35	305
20-24 ans	484	814	483	905
25-29 »	841	429	912	422
30-39 »	278	142	235	126
40-49 »	91	55	68	45
50 ans et plus	33	15	23	10

En ce qui concerne le sexe masculin, jusqu'à 24 ans, la fréquence de la nuptialité est à peu prés la même dans les deux catégories de population. Elle est plus faible pour les Européens d'Algérie que pour les Français de la métropole dans le groupe 25-29 ans. Le contraire se produit aux autres âges. On observe des différences de même ordre pour le sexe féminin; après 25 ans, la nuptialité est moins forte dans la France entière que dans la colonie.

Parmi les Européens de sexe masculin, ce sont les Français qui ont la plus forte nuptialité; ensuite viennent les Naturalisés, les Israélites et les Etrangers. Les Etrangères fournissent également une nuptialité moindre que les Juives, les Françaises et les Naturalisées. Parmi les Etrangers, la nuptialité est plus considérable pour les Espagnols que pour les Italiens et les Maltais. Chez les Indigènes, la nuptialité parait de 12 à 15% plus forte pour les Berbères que pour les Arabes. Mais ces indications ne sont encore qu'approximatives, la répartition par âge de ces diverses catégories de population étant inconnue.

Les éléments européens en présence se mélangent dans une proportion croissante. Les unions entre Français d'origine, d'une part, et naturalisés ou étrangers d'autre part forment 19 p. 100 des mariages célébrés en 1911-1913, contre 17,2% en 1906-1910 et 13,4 p. 100 en 1903-1905. Si on y ajoute les mariages entre Etrangers et Naturalisés, on comptait 29 mariages mixtes en 1911-1913 contre 22 en 1903-1905. Plus des trois quarts de ces unions mixtes sont célébrées entre Français, Espagnols et Italiens, 1/5 entre Français et Israélites. Les mariages de Français et Musulmans ne constituent qu'un 1/100 environ du total des mariages mixtes.

Comme on pouvait s'y attendre, la proportion des mariages entre Français et étrangers s'est accrue pendant la guerre. Les statistiques publiées pour la période 1915-1921 font connaître

sommairement les nombres de mariages célébrés entre Français et naturalisés, d'une part, et étrangers, d'autre part. Sur 1.000 mariages célébrés, la proportion totale des unions de Français ou naturalisés avec des étrangères et d'étrangers avec Françaises ou naturalisées s'est élevée de 150 en 1904-1908 et 152 en 1909-1913 à 180 dans les années 1914-1918. Elle est retombée à 156 dans la période 1919-1921.

La natalité des musulmans a été plus forte que celle des Européens, sauf dans la période 1906-1910 et en 1920-1921. Elle a diminué depuis 1901 jusqu'en 1913 de 3 p. 100 dans la population musulmane et de 6 p. 100 environ chez les Européens.

De même que dans les autres Etats belligérants, la guerre a amené une diminution de la natalité en Algérie, moins forte toutefois pour les Musulmans que pour les Européens, ainsi qu'il était à prévoir. Le minimum de la proportion des nés vivants p. 10.000 habitants a été constaté en 1915. Se valeur a été de 173 pour la population européenne, de 222 pour la population indigène. Les années de paix ont amené le relèvement de la natalité à un niveau inférieur à celui de la période d'avant-guerre. On remarquera que les mauvaises récoltes de 1920-1921, qui ont déterminé une baisse importante de la nuptialité chez les Musulmans, ont eu également pour conséquence une diminution sensible de la natalité dans cette même population.

Enfants déclarés vivants p. 10.000 habitants (1)

Années	Européens	Musulmans	Années	Européens	Musulmans	Années	Européens	Musulmans
1901	297	273	1908	314	303	1915	213	224
1902	311	312	1909	295	279	1916	173	222
1903	306	328	1910	313	294	1917	173	243
1904	302	323	1911	273	290	1918	190	239
1905	282	295	1912	288	309	1919	202	236
1906	298	280	1913	293	293	1920	271	259
1907	289	280	1914	293	261	1921	253	217

La fertilité des musulmanes est plus élevée que celle des Européennes sauf de 20 à 30 ans. Mais pour ces dernières, les méres

(1) Territoires civils du Nord.

de moins de 19 ans exceptées, elle est toujours plus forte en Algérie que dans la métropole :

Enfants nés vivants pour 1.000 femmes de chaque âge (2)

	moins de 19 ans	20-24 ans	25-29 ans	30-39 ans	40-49 ans	50-59 ans	60 ans & pl.
Musulmanes . .	30	143	215	155	48	6	0,6
Européennes . .	27	162	229	139	25	1	0 4
France	28	135	145	87	15	—	—

Il ne paraît pas y avoir de différence sensible dans la fécondité totale des Berbères et des Arabes si l'on considère chacune de ces deux catégories de population dans son ensemble. Si l'on rapproche, comme l'a fait M. Demontès un arrondissement presque entièrement, berbère Tizi-Ouzou, d'un autre arrondissement comprenant surtout des éléments arabes (Médéa), on remarque que la proportion des naissances p. 10.000 habitants est beaucoup plus élevée dans le premier arrondissement que dans le second. La natalité semblerait donc plus forte, là où les Berbères doivent former la base de la population. Peut-être la différence tient-elle au climat plus sain des régions montagneuses, favorisant la natalité.

En ce qui concerne les Européens ou assimilés, les Israélites accusent la fécondité la plus considérable ; ensuite viennent les Naturalisés et les Etrangers, les Français d'origine se classant au dernier rang :

Enfants déclare vivants pour 10.000 habitants de chaque nationalité (2)

Français d'origine		253
Israélites		384
Naturalisés		298
Etrangers	Espagnols	302
	Italiens	279
	Autres	250
	Ensemble	290

Ici encore, il serait nécessaire de connaître la répartition suivant l'âge de ces diverses catégories de population, pour pouvoir apprécier les coefficients précédents.

(2) Période 1911-1913, territoires civils du Nord.

La proportion des enfants, fils de Français, parmi les nouveaux-nés européens, augmente en même temps que la part relative de la population française. De 71,1 % dans la période 1904-1908, elle s'est élevée à 77,1 % dans les années 1919-1921. Toutefois, pendant la période des hostilités et comme conséquence de celles-ci, elle a marqué un léger recul par rapport aux années précédentes : 71,5 % en 1914-1918, au lieu de 72,5 % en 1909-13. On ne saurait déduire des coefficients ci-dessus la part réelle de l'élément de sang français, en raison des mariages mixtes et des naturalisations.

L'illégitimité et la mortinalité paraissent beaucoup plus faibles chez les Musulmans que chez les Européens. Au contraire la masculinité (nombre de garçons pour 1.000 filles) y serait plus considérable.

Période 1911-1913 (1)

Race	Mort-nés pour 1.000 enfants nés au total	Illégitimes pour 1.000 nés vivants	Garçons pour 1.000 filles nés vivants
Musulmans .	11,3	3,6	1.209
Européens . .	38,6	94,0	1.059

La faiblesse de la mortinatalité chez les Musulmans permet de croire qu'une partie des mort-nés échappe à l'enregistrement, surtout dans les douars éloignés des bureaux de l'état civil.

L'illégitimité est en augmentation de 50 p. 100 chez les Musulmans depuis 1901. Elle a, au contraire, diminué dans la population européenne d'un peu plus de 11 %. Elle est moins forte pour les mères françaises (72 illégitimes p. 1.000 nés vivants en 1911-1913) que pour les naturalisées (93) et les étrangères (104). Ce sont les Espagnoles qui accusent la proportion la plus élevée (113 p. 1.000).

Le coefficient de masculinité chez les Musulmans dépasse de beaucoup le nombre le plus élevé calculé jusqu'ici en Europe. Il est possible que ce résultat soit dû à une insuffisance dans les déclarations des naissances féminines.

(1) Territoires civils du Nord.

D'une enquête entreprise par le Gouvernement général de l'Algérie dans ces dernières années, et analysée par M. DEMONTÉS dans son ouvrage (1), il semble, en effet, que le coefficient de masculinité ainsi déduit des statistiques officielles soit exagéré. Toutefois, la masculinité serait très forte chez les indigènes; on compterait environ 110 garçons pour 100 filles parmi les nouveaux-nés, dans cette catégorie de population.

La proportion des décès pour 10.000 habitants est de 8 à 10 p. 100 plus élevée pour les Musulmans que pour les Européens. Pour chacune de ces populations, elle a d'ailleurs diminué d'un peu plus de 20 p. 100 de 1901 jusqu'en 1913:

Depuis 1913, la mortalité paraît à peu près stationnaire chez les Européens, la pointe de 1918 étant naturellement mise à part. La population musulmane a été très éprouvée en 1918 par la grippe et en 1921 par les mauvaises récoltes de l'année antérieure.

Décès pour 10.000 habitants (2)

Années	Européens	Musulmans	Années	Européens	Musulmans	Années	Européens	Musulmans
1901	233	245	1908	188	202	1915	169	217
1902	218	199	1909	190	219	1916	148	192
1903	185	184	1910	180	211	1917	159	230
1904 (3)	234	278	1911	177	207	1918	204	287
1905	210	239	1912	161	178	1919	167	209
1906	196	214	1913	171	177	1920	159	186
1907	196	218	1914	166	192	1921	172	243

Jusqu'à 70 ans, la mortalité des Musulmans est en général plus forte que celle des Européens. Les coefficients plutôt faibles obtenus pour les Musulmans après 70 ans tiennent certainement à des déclarations erronées pour l'âge des vieillards recensés ou décédés. Ce qui n'est pas surprenant, l'état civil des Musulmans ne remontant qu'à 1882.

---

(1) *L'Algérie Economique*, Tome II. *Les populations* (Alger, 1923).

(2) Territoires civils du Nord.

(3) Forte mortalité due à une recrudescence de la fièvre paludéenne à la suite de pluies tardives, notamment dans la province d'Oran.

Décès pour 1000 habitants de chaque âge (1)

Ages	Européens		Musulmans	
	Sexe M	Sexe F	Sexe M	Sexe F
Moins d'un an	1516	1330	2113	1686
1-4 ans	372	242	317	272
5-9 »	39	41	67	66
10-14 »	28	27	57	66
15-19 »	45	37	79	81
20-24 »	97	59	107	99
25-29 »	79	76	151	140
30-39 »	97	74	164	141
40-49 »	155	92	200	147
50-59 »	282	149	288	201
60-69 »	504	354	510	430
70-79 »	1010	907	450	433
80-89 »	1950	1635	688	723
90-99 »	2548	4102	1050	976
100 et plus	4167	4000	2080	2570

Il est intéressant de rapprocher les taux de mortalité par âge pour la population européenne d' Algérie et pour les habitants de la métropole. Cette comparaison a été effectuée dans le tableau ci-aprés, qui fournit le nombre des décès pour 10.000 habitants dans l' année moyenne de la période 1911-1913.

Décès pour 10.000 habitants de chaque âge (2)

Groupes d'âge	Algérie		France	
	Sexe M	Sexe F	Sexe M	Sexe F
Moins d'un an	1516	1330	1421	1162
1-4 ans	372	242	128	124
5-9 »	39	41	34	36
10-14 »	28	27	23	27
15-19 »	45	37	43	44
20-24 »	97	59	68	57
25-29 »	79	76	69	63
30-39 »	97	74	87	70
40-49 »	155	92	127	89
50-59 »	282	149	218	148
60-69 »	504	354	435	329
70-79 »	1010	907	1049	869
80-89 »	1950	1635	2495	2128
90-99 »	2548	4102	5515	4518
100 et plus	4167	4000	8800	7680

(1) Territoires civils du Nord. Periode 1911-1913.
(2) Période 1911-1913.

Jusqu'à 70 ans pour le sexe masculin, et jusqu'à 80 ans pour le sexe féminin, les taux de l'Algérie sont plus élevés que ceux de la France. Les différences à ce point de vue entre les deux catégories de population étudiées sont plus considérables pour le sexe masculin que pour le sexe féminin. On remarquera également l'importance excessive des décés d'enfants de 1 à 4 ans en Algérie. D'aprés les coefficient calculés, la mortalité parmi les enfants de cet âge serait, en Algérie, deux fois plus forte qu'en France pour le sexe masculin et trois fois plus forte pour le sexe féminin.

Les taux calculés pour les Musulmans de moins d'un an paraissent, au contraire, trop élevés, le recensement de 1911 ayant dû laisser échapper une partie des enfants en bas âge. On arrive, on le sait, à apprécier plus exactement la mortalité de la première enfance en rapportant les décès d'enfants âgés de moins d'un an au nombre d'enfants nés vivants dans la même année. On trouvera ci-dessous les valeurs ainsi calculées pour les Musulmans et les Européens de 1901 à 1913. Les proportions relatives aux Musulmans sont plus faibles que celles des Européens, ce qui tient peut-être à des omissions compréhensibles dans l'enregistrement des décédés en bas âge chez les Musulmans.

Décès d'enfants de moins d'un an pour 10.000 nés vivants

Années	Européens	Musulmans	Années	Européens	Musulmans
1903	1.247	980	1908	1.080	1.002
1904	1.423	1.346	1909	1.182	930
1905	1.392	1.172	1910	1.054	848
1906	1.317	1.001	1911	1.205	896
1907	1.254	1.010	1912	1.012	825
			1913	1.158	952

La proportion des décès pour 10.000 habitants paraît plus élevée pour les Français (204 p. 10.000 dans la période 1911-1913) que pour les Etrangers (169) et les Naturalisés (146 seulement). La population espagnole serait celle qui se rapprocherait le plus de la population française (182 décès p. 10.000 habitants, au lieu de 158 dans la colonie italienne et de 172 dans la colonie maltaise). Quoique ces coefficients appellent d'assez importantes réserves,

il semble que la mortalité des Français d'origine soit plus forte que celle des Naturalisés ou Etrangers. En ce qui concerne les Indigènes, la mortalité des Arabes serait supérieure de 5 p. 100 environ à celle des Berbères pour la période 1911-1913.

Les statistiques algériennes répartissent les décès enregistrés suivant leur cause, pour les Européens seulement. Mais même dans les années les plus proches de l'époque actuelle (1911-1915), les décès dont la cause est spécifiée ne forment encore que les 4/10 environ du total. Dans ces conditions, les conclusions, que l'on peut tirer de ces statistiques sont assez problématiques. Toutefois, il semblerait que les décès dûs à la dysenterie, à la fièvre typhoïde la variole, la méningite, la tuberculose et les affections paludéennes, aient diminué, l'abaissement étant surtout important pour ces deux dernières maladies Au contraire, la mortalité par cancer aurait augmenté. On trouvera ci-après les proportions de décès pour 1 million d'habitants, en Algérie à diverses époques et en France dans la période 1911-1913, pour certaines causes importantes :

Causes de décès	Proportion pour 1 million d'habitants			
	Algérie 1903-05	Algérie 1906-10	Algérie 1911-13	France 1911-13
Fièvre et cachexie paludéennes . .	1.943	704	343	8
» typhoïde	473	370	360	104
Variole	191	279	70	5
Rougeole et scarlatine	274	263	395	137
Coqueluche	142	144	135	67
Diphtérie et croup	155	134	135	67
Tuberculose (toutes formes)	1.748	1.731	1.601	2.135
Cancer	348	297	442	810
Méningite simple	708	567	506	370
Bronchite et pneumonie	2.461	2.133	2.405	1.590
Maladies des organes digestifs des enf.	1.192	1.095	1.180	860 (1)
Affections du foie	347	369	327	185
Septicémie et affections puerpérales .	161	137	141	80

La mortalité par cancer et par tuberculose est plus forte en France. Le contraire se produit pour les autres causes de décès spécifiées.

(1) Diarrhée et entérite au-dessous de 2 ans.

III. Tunisie

C'est en 1881 que le protectorat français a été installé en Tunisie. Depuis cette date, on connaît, de façon approximative, les variations de la population européenne. L'importance de ce groupe a été établie jusqu'en 1896 à l'aide des documents fournis par les Consulats, ou par des procédés empiriques. En 1901, elle a été déterminée au moyen des registres de déclarations d'étrangers. Enfin, de 1906 à 1921, on a procédé dans la Régence à de véritables recensements quinquennaux pour cette catégorie d'habitants (1).

Au contraire, les premières tentatives de comptage de l'élément indigène ne remontent qu'à 1905 pour les Israélites et à 1907 pour les Musulmans. Il ne s'agissait d'ailleurs que d'évaluations globales. Le premier recensement véritable de ces populations a eu lieu le 6 mars 1921, au moyen de listes dressées dans toutes les circonscriptions du Territoire, le dénombrement n'étant effectué nominativement que pour les adultes mâles ayant au moins dix-huit ans.

Au 6 mars 1921, la population civile de la Tunisie atteignait au total 2.094.000 habitants en nombre rond, dont 1.890.000 Musulmans, 48.000 Israélites et 156.000 Européens. Les régions où la population est la plus dense sont la vallée de la Medjerda et la région côtière, de l'Algérie à Monastir. Le nombre d'habitants par kilomètre carré atteint 94 dans le contrôle civil de Tunis, 66 dans celui de Tozeur, 48 à Béja, 45 à Tabarka, 44 à Sousse et Souk-el-Arba, 38 à Bizerte. Il s'abaisse à 9 dans le contrôles de Thala et de Gafsa et à 3 seulement dans les territoires militaires. Pour le pays entier (125.000 kilomètres carrés) la densité kilomètrique moyenne est de 16,7.

Pour plus des 9/10, les Indigènes sont de nationalité tunisienne (1.827.000 Musulmans et 48.000 Israélites). On comptait 37.000 Algériens, 20.000 Tripolitains et 4.000 Marocains, 1 millier d'indigènes d'autres nationalités.

La colonie européenne la plus importante est la colonie italienne (54 % des Européens) ; ensuite se classent les Français (35 p. 100) et les Maltais (9 p. 100). Les Français proviennent de toutes les parties du territoire, principalement du Midi (Corse et Bouches-

(1) *Statistique générale de la Tunisie* - 1922 p. 14 note.

du-Rhône). Les Italiens de la Sicile (84 p. 100) et de la Sardaigne (7 p. 100).

Les Européens sont surtout groupés autour des villes importantes. Le contrôle civil de Tunis en renferme 98.300, soit 60 p. 100 du total. Il comprend ainsi un peu plus de la moitié des Français et les 3/5 des Italiens résidant en Tunisie. Les autres circonscriptions renfermant le plus grand nombre d'Européens sont Bizerte (17.200), Sousse (9.000), Sfax (7.000), Le Kef (5.000), Grombalia (4.600). On rencontre naturellement parmi les Français une forte proportion de fonctionnaires. Les Italiens sont relativement nombreux dans l'industrie et l'agriculture, les Maltais dans l'Industrie et le Commerce. Mais, dans les diverses catégories professionnelles, les Français occupent les places privilégiées. Sauf dans le commerce, la proportion des patrons est plus élevée parmi eux que chez les Italiens ou les Maltais.

Une forte part des Européens recensés est née dans l'Afrique du Nord (51 p. 100 chez les Français et 56 p. 100 chez les Etrangers) ; ces coefficients sont plus faibles que ceux calculés en 1911 pour l'Algérie, l'occupation étant moins ancienne.

L'élément français s'est développé beaucoup plus rapidement que la colonie étrangère, en partie sans doute à la suite de naturalisations.

Population européenne de Tunisie

Nationalités	1881	1891	1901	1911	1921
Français . .	708	9.973	24.201	46.044	54.476
Italiens . . .	11.206	21.016	71.600	88.082	84.799
Maltais . . .	7.000	11.706	12.056	11.300	13.520
Espagnols . .	—	—	3.244	587	664
Grecs . . .	—	—		696	920
Autres . . .	—	—		1.767	1.736
Totaux	18.914	42.695	111.101	148.476	156.115

L'augmentation s'est fortement ralentie dans la dernière décade. De 1911 à 1921, le nombre des Européens ne s'est accru que de 5 p. 100 au lieu de 34 p. 100 dans les dix années précédentes. La colonie française a augmenté de 18 p. 100 ; la colonie italienne a diminué de 4 p. 100.

Au contraire, l'effectif des étrangers des autres nationalités a relativement plus augmenté. On sait qu'un décret du 8 novembre

1921 permet de naturaliser français les individus nés dans la Régence, de parents qui y sont eux-mêmes nés (1). Il est vraisemblable que cette nouvelle législation amènera, dans l'avenir, le renforcement de l'élément de nationalité française (2).

D'une façon générale, la majorité de la population européenne recensée en Tunisie, dans l'année 1921, y était fixée depuis plus de dix année. Pour toutes les nationalités, la proportion des colons ayant plus de dix ans de séjour dans la Residence dépassait, en effet, 50 p. 100. Elle avait augmenté, par rapport à 1911, pour les principales catégories et n'avait légérement diminué que pour les Grecs et pour les Européens appartenant aux nationalités tres faiblement représentées. Ceci indique une fixation progressive et continue des éléments d'immigration dans le Protectorat (3).

Répartition de la population européenne d'après le temps de séjour

Nationalité	Durée de séjour en Tunisie en 1921				Durée de séjour en Tunisie en 1911			
	de passage	0-5 ans	5-10 ans	Plus de 10 ans	de passage	0-5 ans	5-10 ans	Plus de 10 ans
Français	1.5	24.6	17.3	56.6	1.5	34.1	21.8	42.6
Italiens	0.4	14.6	14.6	70.4	0.3	21.5	22.3	55.9
Maltais	0.1	16.6	14.0	69.3	0.1	16.2	15.5	68.2
Espagnols	1.7	26.5	20.8	51.0	1.5	34.6	20.4	43.5
Grecs	0.3	24.7	22.7	52.3	1.1	27.9	16.1	54.9
Autres Européens .	13.7	33.5	12.4	40.4	4.2	35.9	14.8	45.1
Ensemble	0.9	18.6	15.5	65.0	0.7	25.3	21.5	52.5

Ce sont les Italiens et les Maltais qui fournissent les proportions les plus élevées de colons fixés depuis 10 ans et plus dans la Régence. Ensuite, viennent les Français. L'on sait, en effet, qu'Italiens et Maltais étaient au nombre de 20.000 environ en 1881 dans la Tunisie, alors qu'on n'y comptait que 700 Français.

Dans l'ensemble, malgré un fléchissement assez marqué durant les cinq dernières années imputable vraisemblablement à la guerre, la proportion des Français est plus forte par rapport aux Européens fixés dans la Régence au cours des derniéres années que par rapport à ceux qui s'y sont installés les années précédentes. En 1921,

(1) Exception faite des Italiens.

(2) M. A. Bernard pense qu'elle sera suivie de la naturalisation d'environ 5.000 Maltais («la Geographie» 15 janvier 1922 p. 54 et suivantes).

(3) *Dénombrement de la population civile*, p. 80.

on constate, en effet, que sur 100 Européens fixés en Tunisie depuis quatre ans, il y a 86 Français, contre 63 Francais pour 100 Européens fixés dans le protectorat depuis un laps de temps compris entre 5 et 10 ans. Or, au recensement de 1911, les proportions correspondantes étaient les suivantes : 71 Français sur 100 Européens ayant une durée de séjour inférieure à 5 années ; et 45 Français pour 100 Européens dont la durée de séjour était comprise entre 5 et 10 ans.

On observe, en Tunisie, le même phénomène qu'en Algerie en ce qui concerne la répartition de la population européenne suivant l'age. Dans les jeunes âges, l'élément Français est relativement moins nombreux que les éléments Italiens, Maltais et que l'ensemble des étrangers d'origine européenne.

Répartition de la population européenne de Tunisie en 1921

Groupes d'âge	Français	Italiens	Maltais	Européens an total
0-4 ans	776	970	1123	917
5-9 »	974	1252	1097	1135
10-14 »	1.003	1265	1105	1150
15-19 »	887	1040	1043	982
20-24 »	800	844	922	836
25-29 »	869	730	825	790
30-34 »	774	656	737	760
35-39 »	827	607	639	715
40-44 »	921	548	549	640
45-49 »	784	519	452	554
50-54 »	439	401	381	424
55-59 »	348	364	356	360
60 ans et plus	598	804	771	737
Total	10.000	10.000	10.000	10.000

Il en est ainsi jusqu' à 25 ans. Après 55 ans, les colonies étrangères ont également une représentation proportionnellement plus considérable que la colonie française. Et, naturellement, le contraire se produit entre 20 et 55 ans. Mais les différences ainsi constatées sont plus sensibles en Tunisie qu'en Algerie. Il faut voir là l'influence du personnel administratif français, qui vient considérablement renforcer la catégorie des colons français d'age adulte et qui prend d'autant plus d'importance que l'effectif du groupe considéré est moins élevé.

On ne peut songer à comparer la répartition suivant l'âge des populations européenne et indigène. Pour cette dernière, on connait simplement l'effectif global par circonscriptions administratives. L'établissement de l'état-civil en Tunisie est de date trop récente peur que le recensement de 1921 ait pu fournir des résultats exacts à cet égard.

Plus d'un tiers de la population européenne totale est encore illettrée (37.7 %). Cette proportion s'abaisse. à 15.5 % dans la colonie Française, mais s'éléve à 49.2 % chez les Espagnols, 50.3 p. 100 chez les Maltais. Toutefois, depuis 1911, on constate une amélioration sensible au point de vue de l'instruction pour l'ensemble des nationalités, sauf pour la population espagnole, ainsi qu'il résulte du tableau ci-aprés.

Proportion des illettrés p. 100 habitants

Années	Français	Italiens	Maltais	Espagnols	Grecs	Autres européens	Total
1921	15.5	50.3	59.9	49.2	38.1	17.2	37.7
1911	17.2	59.2	52.4	39.5	43.5	22.4	44.9

Si l'on défalque de la population totale, le nombre des enfants qui doivent être encore illettrés, en raison de leur âge, il semble que l'on puisse établir les proportions suivantes:

Proportion des illettrés par 100 habitants en âge d'être instruits (1)

Années	Français	Italiens	Maltais	Espagnols	Grecs	Autres européens	Total
1921	10.1	43.6	45.1	44.4	32.6	13.0	31.7
1911	11.8	52.5	45.6	34.2	38.0	18.2	38.9

Le nombre relatif des illettrés n'est plus que de 10 p. 100 chez les Français ; il est encore de 45 p. 100 environ chez les Italiens, les Maltais et les Espagnols. La juxtaposition d'éléments différents a rendu bilingues au moins un assez grand nombre d'individus. 32

(1) *Dénombrement en 1921*, page 135.

p. 100 de la population européenne parle l'arabe. Cette proportion est la plus forte pour les Maltais chez qui la langue arabe est d'un usage courant (67 p. 100). Viennent ensuite les Grecs 46 p. 100; les Espagnols, 38 p. 100; les Français 30 p. 100 et les Italiens 27 p. 100. La connaissance de la langue française est particulièrement répandue chez les Européens des autres nationalités; 59 p. 100 des Espagnols, 55 p. 100 des Maltais et des Grecs parlent le Francais. La proportion s'abaisse à 39 p. 100 parmi les Italiens (1).

Si l'on rapproche, pour les Indigènes, les résultats du recensement de 1921 de ceux fournis par les évaluations de 1905-1907 1911, on peut estimer, qu'en treize ans environ, le nombre des Musulmans aurait augmenté de 186.000 unités, soit un taux annuel moyen de 0,8 %. Au contraire la population israélite aurait fortement diminué, surtout de 1905 à 1911. Tenant pour exact le dernier recensement, il semble que les évaluations de 1905-1907 étaient un peu faibles pour les Musulmans et un peu trop élevées pour les Israélites.

Dates des comptages	Milliers d'indigènes		
	Musulmans	Israélites	Totaux
1921	1889	48	1937
1911	1730	50	1780
1905-1907	1703	64	1767

Ce n'est que depuis le 1er janvier 1920 que les déclarations des naissances et des décès sont obligatoires pour tous les habitants de la Régence, sans distinction de races, de nationalités ou de religions. L'examen des statistiques recueillies montre que l'enregistrement n'a cessé de se perfectionner depuis 1920, principalement pour l'élément européen autre qne l'élément français. Les derniers résultats connus, relatifs à l'année 1922, paraissent plus complets que ceux années précédentes. On les trouvera ci-après:

(1) *Dénombrement en 1921*, page 135.

Catégories de population	Milliers d'habitants recensés en 1921	Nombre en 1922 des			Prop. pr. 10.000 habitants		
		Naissances	Décès	Excedents de naissances	Naissances	Décès	Excedents de naissances
Français . . .	54.5	1.542	932	610	283	171	112
Autres Europ.ns	101.5	2.990	1.584	1.406	295	156	139
Musulmans . .	1889.4	46.391	34.351	12.040	246	182	64
Israélites. . .	48.5	1.851	1.025	826	381	211	170
Ensemble	2093.9	52.774	37.892	14.882	252	181	71

Ces résultats peuvent être admis en ce qui concerne les populations européenne et Israélite. Mais il est vraisemblable que des progrès restent encore à accomplir en ce qui concerne l'enregistrement des décès et, surtout, des naissances parmi les Musulmans.

Le *Mouvement de la population française* est connu depuis plus longtemps. Pour les années 1910 à 1922, il a présenté des variations de même sens en Tunisie et dans la métropole.

Mariages, naissances et décès dans la population française de Tunisie

Années	Nouveaux mariés		Naissances	Décès	Excédents des naissances (+) ou des décès (—)
	Sexe M	Sexe F			
1910	445	340	1.338	853	+ 610
1911	435	323	1.336	854	+ 614
1912	432	324	1.450	719	+ 718
1913	382	320	1.323	799	— 202
1914	295	278	1.338	836	— 149
1915	374	315	1.148	1.047	+ 91
1916	317	248	998	863	+ 135
1917	307	236	929	838	+ 101
1918	347	254	1.033	1.182	+ 502
1919	397	270	834	1.036	+ 524
1920	746	603	1.580	862	+ 731
1921	510	376	1.535	921	+ 482
1922	608	471	1.542	932	+ 485

Les *excédents de naissances* sont considérables. Ils ont été de 124 p. 10.000 habitants en 1910-1912 et de 119 en 1920-1922. Le jeu naturel des naissances et des décès contribue ainsi pour un tiers environ à l'accroissement de la population française en Tunisie.

La *nuptialité* des Français paraît plus élevée en Tunisie que dans la métropole. Les mariages de femmes françaises avec des étrangers ont échappé en partie à l'enregistrement jusqu'en 1922. Les statistiques relatives aux nouveaux mariés de sexe masculin

sont plus complètes. Pour 10.000 célibataires âgés de 18 ans et plus aux recensements, on a compté, en Tunisie, 815 nouveaux mariés de sexe masculin en 1910-1912 et 1.025 environ en 1920-22. En France, la proportion correspondante avait été de 723 dans la période 1906-1913. On ne peut établir avec certitude la proportion des mariages mixtes entre Français et étrangers ou indigènes. Elle paraît être de 30 p. 100 environ; les mariages mixtes entre Français et étrangères étant 4 fois plus nombreux que les unions entre étrangers et Françaises.

La *proportion des naissances* p. 10.000 habitants est voisine de celle de l'Algérie, plus élevée que celle de la métropole. Elle aurait été de 299 dans la période 1910-1912 et de 285 en 1920-1922. La masculinité serait également élevée : 1.060 garçons pour 1.000 filles dans la période 1911-1919.

La *proportion des décès* p. 10.000 habitants s'est abaissée en Tunisie de 175 en 1910-1912 à 164 en 1920-1922. Mais les adultes sont relativement beaucoup plus nombreux dans le protectorat qu'en France. En fait, il semble que la mortalité des Français établis en Tunisie soit supérieure de 10 p. 100 au moins à celle des Français dans la métropole.

On peut obtenir des résultats pour les diverses nationalités en présence en utilisant les statistiques de la *ville de Tunis*. Dans cette ville, en effet, la constatation des décès est confiée depuis 1907 aux médecins de l'état civil. Pour les naissances, la municipalité s'est assurée le concours des chefs de quartier arabes, des sages-femmes et des circonciseurs, auxquels elle impose la déclaration des naissances moyennant rétribution. On estime que toutes les déclarations de naissances et de décès y sont régulièrement effectuées. Voici les résultats concernant la natalité moyenne des années 1920-1921 :

Natalité à Tunis en 1920-1921

Nationalités	Milliers d'habitants recensés en 1921	Nombre annuel moyen des		Nés vivants pour 10.000 habitants	Mort-nés pour 1.000 nés au total
		Nés vivants	Mort-nés		
Musulmans . . .	79.2	2.889	242	365	77
Israélites . . .	19.0	1.037	53	547	49
Français . . .	22.2	655	29	295	42
Autres Européens	51.3	1.544	100	301	61
Ensemble	171.7	6.125	424	357	65

Pour toutes les nationalités, la proportion des naissances est plus élevée que celle calculée pour le territoire tout entier de la Régence (1). La différence est surtout considérable pour les Musulmans, dont la natalité serait à Tunis supérieure à celle des Européens. Ce qui semble confirmer les doutes élevés sur l'enregistrement complet des naissances musulmanes.

La mortinatalité est très élevée, sauf pour les Français et les Israélites. Pour les Européens autres que les Français et les Musulmans elle atteint des proportions considérables qui sont en contradiction avec celles calculées pour l'Algérie, mais qui sont plus sûres que ces dernières. Il eût été intéressant de comparer les résultats de la période 1920-1921 à ceux des années 1910-1911. Les statiques de ces dernières années ont pas été relevées.

La calcul de la proportion des décès conduit à des conclusions analogues. Les indigènes ont une mortalité excessive, les Israélites une mortalité encore très forte.

Mortalité à Tunis

Nationalités	Période 1920-1921			Période 1910-1911		
	Milliers d'habit. recensés en 1921	Nombre annuel moyen des déces	Déces p. 10.000 Habitants	Milliers d'habit. recensés en 1921	Nombre annuel moyen des décès	Décès p. 10.000 habitants
Musulmans . .	79.2	3.370	425	67.1	3.569	532
Israélites . . .	19.0	652	344	26.5	690	261
Français . . .	22.2	404	182	17.9	350	196
Autres Européens	51.3	1.098	214	51.6	1.217	236
	171.7	5.524	322	163.1	5.826	357

La mortalité a diminué pour toutes les catégories de population sauf pour ies Israélites (2); la baisse a surtout porté sur les maladies contagieuses et épidémiques, à l'exception de la rougeole :

(1) Voir précédemment.

(2) Ce qui tient vraisemblablement à des erreurs de recensement en 1911 pour cette dernière nationalité. On a vu précédemment qu'en 1911 on avait simplement évalué la population israélite.

Causes de décès à Tunis

	Nombre annuel moyen des décès		Proportion des décès pour 100.000 habitants	
	1920-1921	1910-1911	1920-1921	1910-1911
Maladies ordinaires	4.171		2.430	
Paludisme	39	4.090	23	2.508
Grippe	59		34	
Variole	86	250	50	153
Diphtérie	8	23	5	14
Fièvre typhoide	57	85	33	52
Typhus	16	117	9	72
Fièvre récurrente	—	4	—	2
Rougeole	417	252	244	155
Scarlatine	1	60	—	37
Tuberculose	670	732	390	449
Affections cholériformes	—	211	—	129
Peste	—	2	—	1
Totaux	5.524	5.826	3.218	3.572

Chez les Musulmans et les Israélites, la rougeole exerce plus de ravages que dans la population française. La tuberculose est également très développée chez les Musulmans; elle est moins répandue chez les Israélites:

Répartition de 1.000 décès suivant la cause à Tunis (1)

	Musulmans	Israélites	Français	Autres Européens	Ensemble
Maladies ordinaires	722	828	814	790	755
Variole	9	31	9	30	16
Diphtérie	—	2	6	2	1
Fièvre typhoïde	8	9	11	18	10
Typhus	3	1	6	1	3
Fièvre récurrente	—	—	—	—	—
Rougeole	84	90	24	61	76
Scarlatine	—	—	—	—	—
Tuberculose	153	32	99	87	121
Paludisme	8	3	16	5	7
Affections cholériformes	—	—	—	—	—
Peste	—	—	—	—	—
Grippe	13	4	15	6	11
Ensemble	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

Le rapprochement des proportions des naissances et des décés (1) par rapport à la population recensée fait ressortir des excédents de naissances importants parmi la population israélite (203

(1) Période 1920-1921.

p. 10.000 habitants), les Français (113 p. 10.000 habitants) et les autres européens (87 p. 10.000). Au contraire, les musulmans accusent des excédents de décès s'élevant à 60 p. 10.000 habitants.

Les mouvements migratoires ne sont pas connus avec exactitude. Seuls les arrivées et les départs de passagers de toutes nationalités par voie de mer font l'objet de comptages. De 1901 à 1906, ils avaient accusé un excédent des entrées sur les sorties atteignant environ 12.000 personnes pour la période. Depuis 1906, les départs ont surpassé les arrivées. On a ainsi constaté une émigration nette totale de 7.500 unités dans les années 1906-1911 et de 36.000 personnes environ dans la période 1911-1921.

IV. **Maroc**

Jusqu'en 1921, les évaluations du nombre des habitants au Maroc étaient faites à peu près entièrement au jugé. Aussi, s'explique-t-on les différences considérables qu'elles présentaient. Ainsi, en 1906, la population totale du Maroc était estimée à 8 millions d'habitants par *l'Almanach de Gotha*, à 7 millions par *l'Annuaire du Bureau des Longitudes* et à 5 millions seulement par le *Statesman's Yearbook*. Vers 1920, les services de la Résidence française au Maroc fixaient à 5.400.000 le nombre des Indigènes et à 60.000 environ celui des Européens résidant dans la zône française. En 1921, ces mêmes services ont procédé à un recensement de la population dans les centres urbains et dans les agglomérations. Pour le reste du territoire, des états numériques ont été dressés, en prenant pour base le nombre approximatif des tentes ou des familles qui, multiplié par le coefficient 5, a fourni le nombre total des indigènes. Ce premier essai de dénombrement est donc, lui aussi, très approximatif. D'autant plus que le recensement de la population aurait été incomplet dans certaines villes, Casablanca et Fez notamment. Néanmoins les résultats qu'il a fournis peuvent être considérés comme serrant la vérité de plus près que les évaluations antérieures, faites sans bases sérieuses.

En mars 1921, la partie soumise de la zône française, couvrant environ 265.000 kilomètres carrés, aurait compté environ 3.530.000 habitants dont 78.000 Européens, 84.000 Israélites et 3.368.000 Musulmans. La densité de la population serait ainsi de 13 habitants par kilomètre carré. Les services de la Résidence française semblent attribuer la même densité à la partie non soumise. Ils évaluent sa population à 1.950.000 habitants pour 150.000 kilomètres

carrés, ce qui paraît sensiblement trop élevé étant donné le caractère montagneux de cette région et la faible superficie des territoires cultivables. Au total, le chiffre officiel de la population dans la zône française du Maroc serait d'environ 5 millions 1/2 d'habitants.

On serait, sans doute, plus près de la vérité, en fixant à 4 millions 1/2 d'habitants la population indigène du Maroc français dont 1 million seulement pour la partie non encore soumise. Les Berbérophones seraient au nombre d'environ 2 millions, soit 40 p. 100 du total des indigènes. Ils occupent, en surface, environ les 2/3 du Maroc, daus la partie centrale ou sud-Occidentale et dans le Rif. En général, les montagnes sont berbérophones, les plaines et les plateaux arabophones (1).

La population européenne est presque tout entière dans les villes. Dans les quinze villes érigées en municipalités (2) groupant au total 537.000 habitants, on comptait 67.000 Européens [dont 41.000 Français] et 66.000 Israélites. Elles renfermaient donc 86 % des habitants européens et 85 p. 100 des Français. Sur les 8.000 Français dénombrés en dehors des villes, l'effectif des cultivateurs et de leurs familles était compris entre 3.000 et 3.500 (3).

Les Français formaient 62 % de la population européenne totale. Les Espagnols, constituant la colonie étrangère la plus nombreuse, n'étaient que 14.000 soit 21 p. 100 des Européens recensés. Pour dix des villes les plus importantes (Casablanca, Fez, Marrakech, Meknès, Rabat, Sale, Saffi, Mazagan, Mogador, Kenitra, Oudjda), on peut suivre le développement de l'élément colonisateur depuis 1911 : En 10 ans, son effectif est passé de 9.000 à 65.000 habitants dans ces villes. Le nombre des Français s'est accru de 5.000 à 40.000. Celui des étrangers, un peu moins, de 4.000 à 25.000, dans la même période. Enfin, on estime que l'accroissement aurait été de 11 p. 100 pour les Israélites et de 22 p. 100 pour les Musulmans dans ces municipalités. Mais, sans doute, les évaluations des nombres d'Israélites et de Musulmans dans les années antérieures à 1911 ne sont-elles pas très certaines.

L'accroissement de la population européenne est dû, en partie, tout au moins dans ces dernières années, aux excédents des naissances sur les décès, ce qui est naturel pour un groupe composé

(1) *Annales de géographie*, 15 mai 1924, page 288.

(2) Azemmour, Casablanca, Fez, Kenitra, Marrakech, Mazagan, Meknès, Mogador, Oudjda, Rabat, Safi, Sale, Sefrou, Settat, Taza.

(3) *Annales de géographie*, 15 mai 1924, p. 308.

principalement d'adultes. Mais, jusqu'à présent, la principale source du développement des Européens a résidé surtout dans une importante immigration.

Avant la guerre, le nombre des personnes débarquées à Casablanca n'avait cessé de croître, passant de 2.992 en 1911 à 9.041 en 1912, 29.390 en 1913 et 21.863 en 1914 (1). Le tableau ci-après fait connaître les nombres de voyageurs civils embarqués ou débarqués à Casablanca dans les années 1915 à 1920 (2) :

Années	Voyageurs arrivés	Voyageurs partis	Excédents des arrivées sur les départs
1915	9.336	7.335	2.001
1916	8.184	6.008	2.176
1917	5.678	4.815	863
1918	6.744	5.506	1.238
1919	21.198	14 602	6.596
1920	21.822	15.374	6.448

Dans cette période, l'excédent des entrées sur les sorties de voyageurs civils âgés de plus de 15 ans, aurait été d'au moins 19.300 personnes dont 12.500 Français environ (64 p. 100), 2.600 Espagnols (13 p. 100), 2.100 Italiens (10 p. 100) et 1.950 Européens des autres nationalités. Ces nombres constituent d'ailleurs un minimum pour l'immigration nette, les statistiques laissant de côté les mouvements migratoires par les autres ports et par la frontière algéro-marocaine. En 1923, au contraire, les départs l'auraient emporté sur les arrivés (3).

Il est assez difficile de préciser l'importance des mariages, naissances et décès dans la zône française du Maroc. La création de l'état civil n'y date, en effet, que du 4 septembre 1915; encore la déclaration des mariages, naissances et décès y est-elle facultative pour les Musulmans. A la fin de 1922, le territoire était divisé en 66 circonscriptions, dont chacune n'avait qu'un bureau d'état civil.

Les services de la Résidence française au Maroc ont bien voulu faire connaître les nombres de mariages naissances et décès enregistrés dans les quinze villes érigées en municipalités, pour la période 1920-1923. Ces statistiques semblent complètes en ce qui concerne la population européenne. Il n'en est pas de même pour les populations musulmane et israélite. On trouvera, dans le tableau ci-après, les résultats du mouvement de la population européenne, pour chacune des quinze villes, dans l'année moyenne de la période 1920-1923.

(1) Baisse due au ralentissemeet de l'immigration dans le 2e semestre de l'année 1914.

(2) Agés de 15 ans et plus seulement.

(3) Crise économique au Maroc.

Mouvement de la population européenne dans 15 villes du Maroc

(Résultats pour l'année moyenne de la période 1920-1923)

VILLES	Enfants déclarés vivants					Décédés					Mariages			
	Français	Etrangers				Français	Etrangers				Français ou naturalisés avec		Etrangers avec	
		Total	Espagnols	Italiens	Autres		Total	Espagnols	Italiens	Autres	Français ou naturalisés	Etrangers	Français ou naturalisés	Etrangers
Casablanca	702	701	413	252	36	341	360	192	122	46	315	45	16	17
Rabat	342	62	39	15	8	92	54	27	17	10	118	16	4	1
Oudjda	216	93	88	4	1	104	73	64	3	6	55	16	3	6
Kenitra	97	45	32	10	3	45	25	20	4	1	30	3	2	—
Meknès	129	41	25	7	9	86	49	22	7	20 (1)	28	7	2	2
Fès	90	28	6	2	20 (1)	61	99	6	4	89 (1)	26	6	1	—
Marrakech	77	28	8	6	14 (1)	37	44	6	4	34 (1)	20	6	1	1
Mazagan	38	17	14	—	3	16	12	8	—	4	11	1	—	3
Safi	27	4	—	2	2	11	2	—	1	1	3	2	—	1
Salé (2)	9	10	5	2	3	7	7	3	1	3	4	—	—	—
Taza	31	8	7	—	1	29	12	8	—	4	11	2	—	—
Mogador	22	1	—	—	1	6	2	1	—	1	5	1	—	—
Settat	12	2	1	—	1	4	1	—	—	1	3	—	—	—
Azemmour	5	—	—	—	—	2	—	—	—	—	—	—	—	—
Sefrou (2)	1	—	—	—	—	2	—	—	—	—	—	—	—	—
Totaux	1.798	1.040	638	300	102	843	740	357	163	220	629	105	29	31

(1) Forte garnison de militaires de la légion étrangère.
(2) Année 1923 seulement.

Si l'on rapporte les nombres, de mariages, naissances et décès ainsi enregistrés à la population recensée dans l'année 1921, on peut établir le tableau ci-dessous.

Mouvement de la population européenne

Désignations	Française	Espagnole	Italienne	Totale
Milliers d'habitants recensés en 1921	41.0	14.1	9.1	66.9
Proportion p. 10.000 habitants:				
Enfants déclarés vivants	438	452	330	424
Décédés	206	253	179	237
Nouveaux mariés	—	—	—	238

Les taux précédents de natalité, de mortalité et de nuptialité ne doivent être acceptés que sous les plus expresses réserves. Tout d'abord, parce que les populations observées sont numériquement peu importantes; ensuite, parce que les populations urbaines sont parfois très mobiles et que leur composition suivant l'âge et le sexe est très variable. Les taux de natalité sont trés élevés, ce qui tient vraisemblablement surtout à la composition de la population, comprenant beaucoup d'adultes du sexe masculin.

Sur 100 enfants français déclarés vivants, 80 sont issus de père et de mère Français d'origine, 5 d'un père Français et d'une mère étrangère ou naturalisée, 15 de parents naturalisés. Les mariages mixtes sont assez nombreux. Dans 17 cas sur 100, l'un des deux époux est étranger, l'autre étant Français ou Naturalisé.

La mortalité paraît avoir sensiblement baissé depuis le début de l'occupation. En 1912-1913, la mortalité des Français atteignait 270 p. 10.000 habitants; celle des autres Européens, 350. Mais les logements étaient à l'époque très rudimentaires et les conditions d'hygiène influaient plus que le climat sur la proportion des décès (1).

Les statistiques sont moins précises et moins étendues pour les Indigènes, la déclaration des naissances et des décès n'étant pas obligatoire pour cette catégorie de la population.

Peut-être même enregistre-t-on dans certaines villes, des naissances ou des décès survenus dans une population domiciliée

(1) *La Géographie*, janvier 1924 p. 34-37.

à l'extérieur. Dans quelques-unes des municipalités ci-dessus, on aurait compté, dans la période 1920-1923, annuellement 345 naissances vivantes et 260 décès pour 10.000 habitants musulmans recensés en 1920. Ces proportions ne sont données qu'à titre d'indication et appellent de fortes réserves.

De même, dans certaines villes (Casablanca, Fèz, Settat, Sefrou, Mogador) les coefficients d'ensemble relatifs à la population israélite auraient été les suivants : Nouveaux mariés 192 ; Naissances vivantes, 453 ; décès 227 p. 10.000 habitants dans l'année moyenne de la période 1920-1923.

Si l'on admet les résultats ci-dessus comme approchés, il semble que les différentes catégories de la population présentent actuellement au Maroc, avec une mortalité assez forte, une natalité élevée, ainsi que des excédents relatifs considérables des naissances sur les décés.

V. Afrique Occidentale Française

L'Afrique occidentale française s'étend de l'Atlantique au Tibesti et de l'Adrar au Golfe de Guinée, sur près de 5 millions de kilomètres carrés. Elle comprend des populations très diverses dont l'importance numérique peut être évaluée approximativement de 12 à 13 millions d'individus, soit moins de trois habitants par kilomètre carré. Le tableau général de la page 3 montre combien la densité kilomètrique varie dans les differentes parties de cette colonie. Dans ces conditions, on comprend les difficultés auxquelles se heurte le dénombrement exact de la population, le nombre des fonctionnaires européens, chargés d'administrer ces vastes territoires, étant très petit.

Au début, l'Administration française s'est bornée a effectuer de simples évaluations numériques, en multipliant le nombre des cases habitées dans chaque village par un facteur déduit d'indications fournies par les notables du village. Depuis une dizaine d'années, les Administrateurs dressent un registre nominatif des habitants dans les villages qu'ils visitent au cours de leurs tournées. Ces registres sont établis d'après les déclarations des chefs de famille et des chefs de village. Etant donné l'importance qu'ils présentent pour la perception de l'impôt de capitation et le recrutement des indigènes, ils sont tenus à jour et soumis à des vérifications par épreuves à des intervalles plus ou moins éloignés. En

fait, le recensement de la population est donc effectué de façon continue. Les résultats, publiés sous le nom de recensement de 1921, sont simplement la mise au point de ces recensements administratifs et proviennent de la totalisation des nombres d'habitants dans chaque village à une date parfois assez distante du 1er juillet 1921. Malgré un contrôle de plus en plus serré, on estime qu'un certain nombre d'habitants, des enfants principalement, ne sont pas inscrits sur les registres.

Les indigènes n'ont pas d'état civil: naissances et décès ne sont pas enregistrés en Afrique occidentale. Aucune évaluation n'a encore été établie concernant le mouvement de la population sur la totalité ou sur une partie du territoire. Les impressions des administrateurs coloniaux peuvent, sur ce sujet, se résumer comme suit.

La natalité doit être forte, hommes et femmes tenant à honneur d'avoir une nombreuse famille. Cependant, dans certaines régions, la femme avorte facilement de sa propre volonté (1). Il est certain que la mortalité infantile est considérable, malgré l'amour des mères indigènes pour leurs enfants et le fait que ces derniers sont élevés au sein jusqu'à l'âge de deux ans. Mais l'absence de vêtements, la méconnaissance des soins à donner aux nouveaux-nés, la mauvaise hygiène, déterminent le décès (principalement par les maladies de poitrine et la diarrhée) d'une forte proportion des jeunes enfants. *Le projet de loi sur la mise en valeur des colonies françaises* (2) estime que la mortinatalité et la mortalité infantile réunies emportent près de 80 p. 100 des enfants.

Quoique la densité de la population soit faible et le sol en général fertile, il ne paraît pas que la population augmente sensiblement en Afrique occidentale française. Sans doute, les indigènes n'ont plus à souffrir de l'insécurité des guerres et des famines qui sévissaient avant l'occupation. Mais certaines maladies épidémiques (la syphilis, la variole notamment) causent maintenant de grands ravages, en raison de la facilité des communications. D'autre part, « les indigènes souffriront longtemps encore de l'amoindrissement de vitalité créé par les longues années d'insécurité et de misère. L'alimentation rare, insuffisante, avant notre arrivée, n'a pas armé physiquement les indigènes pour résister à l'assaut

(1) Annexe au *Rapport général sur la mise en valeur des colonies françaises*, n. 6919 bis (Chambre des Députés, 28 décembre 1923) p. 18 et suivantes.

(2) Page 217 et suivantes.

des maladies: lèpre, variole, pneumonie, paludisme, fièvre jaune, peste. Puis l'alcoolisme. L'alcool de traite est désormais prohibé. Mais ce ne sera pas avant 20 ans qu'une génération nouvelle pourra se développer, exempte des tares dont sont particulièrement frappées certaines régions côtières. Malgré tout, la mortalité est en régression dans certaines régions. La natalité s'élève lentement » (1).

Le nombre des médecins européens (60 environ) est insuffisant pour contribuer efficacement à améliorer la situation sanitaire de ces populations. Ils se bornent à la vaccination contre les maladies épidémiques les plus redoutables (variole, maladies du sommeil, etc) et à soigner les malades qui leur sont présentés au cours de leurs tournées d'inspection. Ce n'est que par la formation de nombreux médecins et sages-femmes indigènes, la création de dispensaires, de maternités, de groupes d'assistance médicale qu'il sera possible de réduire la forte mortalité des indigènes de l'Afrique Occidentale. L'oeuvre est commencée. On peut croire qu'elle sera entièrement réalisée dans un avenir assez approché.

VI. Togo

Jusqu'en 1922, le nombre des habitants était déterminé de façon approximative, d'après les renseignement fournis par les chefs de village et les chefs de famille. En 1922, les Administrateurs ont été invités à procéder au recensement nominatif des régions qu'ils ont à visiter. Les opérations ne sont pas encore terminées et les résultats ne sont connus que pour la moitié de la population totale environ. Presque partout, on constate d'assez fortes augmentations par rapport aux évaluations antérieures; elles ont fait passer le nombre des habitants de 698.000 environ en 1921 à 762,000 en 1923. L'accroissement ainsi constaté résulte simplement de la précision plus grande apportée dans les comptages ou évaluations.

L'ordonnance allemande de 1909 avait prescrit la déclaration obligatoire des naissances et des décès et la délivrance de permis d'inhumer. Les dispositions de cette ordonnance ont été reproduites à nouveau dans l'arrêté du 17 novembre 1921, applicable seulement aux quatre centres urbains les plus importants. Mais, il est

---

(1) Annexe au *Rapport général sur la mise en valeur des colonies francaises*, n. 6.919 bis (Chambre des Députés, 28 décembre 1923) p. 18 et suivantes.

impossible de fournir des chiffres précis sur le mouvement de la population des indigènes. Les observations des médecins et des administrateurs permettent toutefois de dégager certaines impressions et de formuler quelques remarques.

Le mariage a lieu de bonne heure ; 15 ans pour les femmes et 18 ans pour les hommes. La polygamie est la règle générale sur tout le territoire, l'indigène pouvant posséder autant de femmes que sa situation de fortune le lui permet.

Les femmes du Togo sont en général fécondes, mais la mortinatalité et la mortalité infantile sont excessivement élevées. A Lomé, 158 femmes ont eu au total 1176 grossesses dont 310 avortements et 866 enfants nés vivants sur lesquels 440 seulement subsistaient au moment de l'enquête. La moyenne des conceptions aurait donc été supérieure à 7 pour chaque femme. Les avortements et la mortinatalité auraient dépassé 27 p. 100 des conceptions au total ; 50 p. 100 environ des enfants nés seraient décédés entre la naissance et la dixième année. La natalité paraît d'ailleurs diminuer. Les facteurs principaux de cette régression (et de la forte mortalité infantile) sont l'alcool, les maladies vénériennes, très répandues au Togo, et la négligence des parents dans les soins donnés aux enfants.

La propagation des affections épidémiques (variole, peste, typhus) n'est guère à craindre. Le tuberculose est rare, ainsi que la malaria ; la maladie du sommeil ne semble pas exister à l'état de danger. On rencontre des lépreux un peu partout, mais en petit nombre (1500 environ). Au contraire, l'ankylostomiase est très fréquente, ainsi que les affections des voies respiratoires et digestives, les noirs peu vêtus ne prenant pas de précautions contre les variations de température et leur alimentation se composant surtout de viandes corrompues. Mais les maladies vénériennes, et la syphilis en particulier, constituent le facteur le plus important de la dépopulation, avec l'alcoolisme. C'est à la lutte contre ces maladies, causes directes de la dégénérescence de la race, que s'attache la nouvelle administration.

VII. **Afrique Equatoriale Française**

Les méthodes de dénombrement de la population sont les mêmes qu'en Afrique Occidentale Française. Elles ne peuvent donner que des résultats très approximatifs, la population étant encore plus disséminée en Afrique Equatoriale qu'au Sénégal et au Sou-

dan. En 1911, on évaluait à 9 millions, le nombre des habitants; en 1914, M. Bruel, Gouverneur des Colonies, l'estimait à 5 millions; le recensement de 1921 en accuse 2.850.000 seulement. La diminution n'est vraisemblablement pas aussi forte que les chiffres ci-dessus le laissent paraître. « Il est plus rationnel de penser que les premières évalutions attribuaient, à de vastes régions peu pénétrées, une densité de population égale à celle des régions où notre établissement était depuis longtemps effectif » (1).

Quoique l'état civil indigène n'existe pas et que les naissances et les décès ne soient pas enregistrés, il est malheureusement trop certain cependant que la population de cette colonie décroît « et disparaîtrait peu à peu à peu si une action énergique n'intervenait. La race, annihilée par une misère physiologique ne réagit plus ». (2) La natalité serait élevée : la proportion des naissances atteindrait 6 pour 100 habitants (1). Elle aurait d'ailleurs tendance à diminuer par suite du paludisme, de la syphilis et de la maladie du sommeil. Mais les enfants mal soignés dans les premières années meurent dans une proportion considérable. De nombreuses affections déciment les population indigènes. La variole devient rare, la lèpre est peu fréquente, quoiqu'on en trouve un peu partout. Les maladies de l'appareil respiratoire, même la tuberculose, sont la cause de nombreux décès et, en 1910, la pandémie grippale fut excessivement meurtrière.

La syphilis est répandue, surtout dans la colonie du Tchad, où les indigènes se font traiter en nombre considérable dans les postes médicaux. Les entérites parasitaires et le paludisme causent de sérieux ravages. Dans certaines régions du Gabon, à proximité de Libreville, on a trouvé un index endémique de 80 % chez les enfants et de 25 % chez les adultes (3).

L'affection qui cause les plus grands ravages en Afrique Equatoriale est la maladie du sommeil. Dans les articles du Dr Boyé, précédemment cité, et du Dr H. de Choisy, publié par *la Géogra-*

---

(1) *Annexe au Rapport Général...* P. 115 et suivantes.

(2) *Projet de loi sur la mise en valeur des colonies françaises*, p. 244 et suivantes. — Par insouciance l'indigène se nourrit mal et, dans les mois précédant la récolte, est soumis à un régime de famine [Dr. Boyé. *Organisation des services sanitaires et medicaux en Afrique Equatoriale*].

(3) Dr. Boyé - *Organisation des services sanitaires et médicaux en Afrique Equatoriale.* («La Réforme Sociale», Avril 1924).

phie (1), on trouvera tous les détails de la lutte commencée en 1917 contre la maladie du sommeil. Le nombre des secteurs prophylaxiques établis s'est progressivement élevé de onze en 1922 à 21 en 1923-24. Chaque année, plus de 600.000 indigènes sont examinés et tous les malades traités à l'atoxyl. Les régions les plus atteintes sont, à l'heure actuelle, le Haut-Ogooué, la Haute Sangha, le cours du Congo et du M'Bomou, la route de Bangui au Tchad, le long des lignes d'étape.

La lutte énergique, ainsi entreprise contre la maladie du sommeil, le paludisme, le pian et la syphilis, doit aller en se développant grâce aux ressources propres de la colonie et aux subventions de la métropole. Elle était nécessaire. « Des races autrefois prospères et vigoureuses étaient en voie de disparition, notamment au confluent de l'Oubangui, de la Sangha et du Congo... Dans 5 subdivisions administratives de l'Oubangui, pour la période 1918-1919, dans une population examinée d'environ 23.600 indigènes, la natalité aurait été d'environ 48 et la mortalité de 150 pour 1.000 habitants. Dans certains villages, la population aurait été réduite des 5/6 de 1907 à 1920, par suite des excédents de décès. Les jeunes enfants y seraient en nombre infime, la trypanosomiase rendant les femmes stériles » (2).

« Dans la subdivision de Fort-Crampel, sur 18.800 indigènes, on a enregistré, en 1916-17, 1.660 décés dont 778 dus à la maladie du sommeil... Dans neuf villages de la vallée de la Koumi, la population est tombée de 5.900 habitants en 1913 à 1260 seulement en février 1918. Pour une mortalité totale de 48 pour 1.000 à l'année, la maladie du sommeil rendait compte de 30 p. 100 des disparitions. La natalité s'était abaissée parallèlement à 25 pour 1.000 ». (3) Les efforts n'ont pas été vains. Il semble établi que l'on peut lutter efficacement contre la maladie du sommeil et, déjà, la mortalité par trypanosomiase aurait diminuée de 45 % environ (4).

---

(1) Janvier 1924, pages 58-62.

(2) *Projet de loi sur la mise en valeur des colonies françaises...* pages 244 et suivantes.

(3) *Le dépeuplement de l'Afrique,* dans « le Journal des Débats » 26 Mai 1924.

(4) *Projet de loi sur la mise en valeur des colonies françaises...* p. 244 et suivantes.

VIII. Cameroun

Aucun recensement de la population n'a encore été effectué au Cameroun. Les évaluations établies à ce jour reposent uniquement sur les indications fournies par les chefs indigènes, et contrôlées dans la mesure du possible. Un recensement nominatif par les administrateurs serait actuellement en cours d'exécution. Il semble que la population ne doive pas dépasser 2.750.000 habitants, nombre inférieur de 250.000 unités environ à celui de l'évaluation de 1921. La densité moyenne de 4 habitants au kilomètre carré est très variable. Elle s'abaisse à moins de 2 dans la région forestière du Sud et sur la bordure semi-désertique du plateau de Ngaoundéré, pour s'élever à 18 environ dans le pays Bamiléké. Les régions les plus peuplées sont l'estuaire du Cameroun, le plateau Dschang, le pays Yaoundé et les plaines du Tchad et du Logone. La population est essentiellement rurale.

Comme dans un grand nombre d'autres régions africaines, les indigènes ne possèdent pas d'état civil, quoique l'on ait attiré leur attention sur les inconvénients que présente pour eux l'absence d'inscription des mouvements de la population. Mais on se heurte, sur ce point, à une incompréhension totale, même à une répugnance profonde. L'administration actuelle cherche, toutefois à étendre l'état civil, le chef de village étant, au besoin, tenu responsable des dissimulations.

Dans ces conditions, on ne peut espérer fournir que des indications assez peu précises sur la démographie des populations du Cameroun. Musulmans et fétichistes sont également polygames. Dans l'ensemble, la population aurait, dit-on, tendance à s'accroitre, le nombre des naissances paraissant supérieur à celui des décès. Les renseignements recueillis sur la natalité semblent toutefois contradictoires. Certains estiment que le nombre des naissances est élevé, relativement au nombre des habitants. De sondages effectués, en 1923, dans diverses parties du territoire on pourrait déduire, au contraire, que 3.300 femmes soumises à l'enquête auraient eu au total 7.200 enfants, soit environ 22 enfants seulement pour 10 femmes. Des médecins sont également d'avis que la natalité est relativement faible. Les polygames à 10 ou 20 femmes, individus en général âgés, n'ont que peu ou pas d'enfants ; les ménages polygames à 2 ou 3 femmes seraient aussi peu prolifiques que les monogames, chez lesquels on trouverait en moyenne, 1,4 enfants de

plus de 10 ans par ménage. Mais le petit nombre d'enfants survivants tiendrait à ce que, d'une façon générale, la mortinatalité et la mortalité des enfants, sont considérables.

La proportion des avortements (fausses-couches et mort-nés) dépasserait 12 % des grossesses. On estime que 50 % seulement des enfants nés dépasserait l'âge de 10 ans. Dans quatre cercles, 24 % des enfants nés seraient décédés avant cinq ans et 40 % avant dix ans. Cette forte mortalité est due à la syphilis, à l'ignorance des mères et au manque de vêtements qui développe de nombreuses affections pulmonaires. De constatations faites, il semble que les causes de décès des enfants puissent se classer comme suit, d'après leur ordre d'importance : affections intestinales (30 %), affections de l'appareil respiratoire (25 %), paludisme (de 3 à 10 % suivant les régions; hérédosyphilis (15 %); autres causes 25 à 17 %).

Pour les adultes, la répartition des causes est quelque peu différente, le paludisme notamment n'occasionnant qu'un nombre infime de décès. La tuberculose est pour ainsi dire inconnue, de même que la peste et le choléra. Mais la variole cause encore d'assez nombreuses victimes, malgré la vaccination, à laquelle les indigènes cherchent à se dérober. La pneumonie et la bronchopneumonie sont les causes de décès les plus fréquentes. A l'infirmerie du chemin de fer, les décès de travailleurs se répartissaient comme suit : Affections de l'appareil respiratoire, 54 % ; cachexie et misère physiologique (chez les convalescents de pneumonies et d'affections intestinales), 25 % ; affections du tube digestif, 17 % ; accidents 1 % ; affection diverses, 3 %.

Enfin la maladie du sommeil existe à l'état endémo-épidémique dans le bassin du Haut-Nyong et de ses affluents. Moins étendue, elle est également moins meutrière qu'en Afrique Equatoriale française. Sur 100.000 habitants examinés, 30.000 étaient porteurs de trypanosomes : 8 % seulement des malades auraient succombé au lieu de 40 % dans certaines régions de l'Afrique Equatoriale. Dans la région du Haut-Nyong, où la recherche des porteurs de trypanosomes a permis d'établir des statistiques plus rigoureuses, les principales causes de décès seraient les suivantes pour l'ensemble des habitants : maladie du sommeil, 28 pour 1.000 habitants ; paludisme, 11 p. 1.000 ; pneumococcie, 4 p. 1.000 ; dysenterie, 4 p. 1.000 ; suites de couches 1, 7 ; ariole, 0,2 ; autres, 21.2 pour 1.000.

IX. La Réunion

La prise de possession de l'île par les Français remonte à l'année 1649. Sa population n'a cessé de s'accroître jusque vers 1875. En 1717, la colonie ne comprenait encore que 2.000 personnes, dont 900 Blancs et 1.100 Esclaves noirs. En 1789, le nombre des habitants dépassait 60.000 : soit 10.000 blancs, 1.200 affranchis et 50.000 noirs. En 1826, on évaluait la population de l'île à 87.100 habitants, dont 18.200 Blancs, 6.000 affranchis et 62.900 esclaves.

La loi du 24 Avril-8 Aout 1833 ordonna le recensement de la population esclave, les états devant faire connaître les noms, prénoms, âge, sexe et caste des recensés. Une nouvelle loi de 1839 prescrivit qu'à l'avenir les recensements de la population, y compris les esclaves, serraient effectués annuellement (1).

Le dénombrement du 1er janvier 1837 fixait à plus de 110.000 le nombre des habitants (39.800 libres, 69.500 esclaves et 2 à 3.000 prolétaires libres, immigrants hindous ou chinois). Les caractéristiques des deux principales catégories de population étaient bien différentes. Alors que, dans la population libre sédentaire, les deux sexes étaient à peu près également représentés (19.000 hommes et 17.800 femmes), la population esclave renfermait environ deux fois plus d'hommes que de femmes (45.100 hommes, 24.400 femmes). 26 % des habitants vivaient dans les villes ou bourgs. Cette proportion s'élevait à 42 % pour la population libre et s'abaissait à 17 % pour les esclaves.

En 1848, à la veille de l'émancipation des noirs, le nombre des habitants était évalué à 110.300, dont 45.300 blancs et affranchis, 60.800 esclaves et 4.200 immigrants.

A partir de 1849 il n'existe plus que des citoyens français et des sujets étrangers. Les recensements ne distinguent plus dans la population totale que les immigrants (indiens, malgaches, chinois, arabes ou cafres) dont le nombre augmente d'abord jusque vers 1880 (période de prospérité de l'île due aux progrés de l'industrie sucrière) pour diminuer ensuite rapidement. En 1853, le recensement opéré à domicile accuse 152.600 personnes. Le recensement à domicile du 10 septembre 1872 montre la présence de 182,700 habitants. En 1877, la population de l'île est encore de 182.100 persounes. Par suite des difficultés économiques, elle tom-

(1) E. Rey. *Etude sur la Guadeloupe* (« Annales de Démographie internationale » 1879 n. 16, pages 176-191).

be en 1881 à 172.100 habitants, dont 48.800 immigrants. Jusqu'en 1887, la diminution continue. A cette dernière date, l'île ne comprend plus que 163.900 habitants, dont 41.000 immigrants. Dans les années ultérieures le nombre total des habitants s'accroit. En 1897, on compte 173.200 personnes. En 1921, on a recensé dans l'île également 173.200 habitants. Les immigrants n'y étaient plus qu'au nombre de 2.100.

Dans la période considérée, les recensements ont été nominatifs, pour une partie, numériques pour l'autre partie partie. Jusqu'en 1911, on n'inscrivait sur les feuillles de recensement que le nom, la profession des chefs de famille et le nombre des personnes composant la famille. En 1921, pour obtenir à la fois plus de précision et des détails plus circonstanciés, le recensement nominatif a été étendu à toutes les personnes âgées de six ans et plus, quels que soient leur sexe et leur état matrimonial. En même temps, on recueillait des données précises sur la profession et le degré d'instruction. Le dernier recensement présente donc de bonnes garanties d'exactitude.

La population de l'île est en grande majorité constituée par l'élément créole, issu des familles qui ont occupé l'île les premières. Elle comprend, en outre, des commerçants chinois ou hindous et des travailleurs immigrants d'origine indienne, cafre, indochinoise ou malgache. Sur 142.000 habitants de plus de six ans, on a recensé 89.000 illetrés et 1.200 personnes sachant lire seulement. Le nombre des enfants de moins de six ans était de 31.200.

La loi du 24 Avril-4 Août 1833, prescrivait également aux maitres d'esclaves de faire le déclaration des mariages, naissances et décès de leurs esclaves. Aprés l'abolition de l'esclavage, en 1848, mariages, naissances et décés de tous les habitants de l'île (libres et esclaves) ont dû être inscrits par les soins de l'officier de l'état civil.

Mais dans les statistiques établies, toute distinction devint alors impossible entre blancs, noirs et métis : on ne peut apprécier depuis cette date la part qui revient à chacun de ces groupes de la population dans les variations de l'effectif total des habitants. (1).

Au cours de la période 1834-1839, les résultats du mouvement naturel de la population avaient été les suivants pour les habitants libres et les esclaves.

---

(1) H. Rey.

Mouvement de la population à La Réunion de 1834 à 1839

Catégories de population	Milliers d'habitants au milieu de la période	Nombre annuel moyen des			Prop. pour 10.000 habitants des		
		Mariages	Naissances	Décès	Nouveaux mariés	Naissances	Décès
Libre . .	38.5	200	1.379	851	104	358	221
Esclave .	68.9	—	1.138	2.237	—	165	324

La population libre se caractérisait par une faible nuptialité, une natalité élevée et une mortalité qui, quoique assez forte, laissait place à des excèdents de naissance atteignant 137 p. 10.000 habitants. Au contraire, chez les Esclaves, la mortalité (324 p 10.000 habitants) était presque le double de la natalité : les naissances étaient d'ailleurs toutes illégitimes, la nuptialité étant nulle. (1).

On a résumé dans le tableau ci-dessous les indications qu'il a été possible de recueillir sur le mouvement naturel de la population dans l'île depuis 1849.

Mouvement naturel de la population à la Réunion

Périodes	Milliers d'habitants au milieu de la période	Nombre annuel moyen des			Prop. pour 10.000 habitants des		
		Mariages	Naissances	Décès	Nouveaux mariés	Naissances	Décès
1849-52	118.3	1889	3415	3597	319	289	304
1857-61	163.7	939	4037	6856	115	247	419
1862-66	179.3	732	4243	5867	82	237	327
1867-71	178.2	747	4108	4764	84	231	267
1872-76	183.7	1027	4480	5018	112	244	273
1877-81	178.0	1067	4492	6378	120	252	358
1882-86	172.1	1164	4691	5158	135	273	291
1887-89	165.0	1050	4827	4087	127	293	243
1897	173.2	—	4228	5479	—	244	316
1911-21	173.6	—	6240	6070	—	362	352

Dans les quatre premiers mois de 1924, on a enregistré, à la Réunion, 2.162 nés vivants, 375 mort-nés et 1.556 décès au total

(1) Voir plus loin les résultats enregistrés à la Guadeloupe et à la Martinique dans la même période pour les mêmes catégories de population.

dont 338 dus au paludisme. Soit, pour une population de 173.200 habitants, des proportions annuelles de 375 nés vivants et 270 décès pour 10.000 habitants ; le nombre relatif des mort-nés étant de 54 p. 1000 enfants nés au total.

La période, qui a suivi l'émancipation des noirs, s'est traduite par une nuptialité excessivement forte. Mais dans les années suivantes la nuptialité demeure faible, malgré un léger relèvement de 1865 jusque vers 1890.

La natalité aurait régulièrement diminué de 1850 à 1870. Depuis cette date, elle paraît s'être accrue. Elle serait actuellement comprise entre 360 et 370 p. 1000 habitants.

La mortalité est très variable, par suite des maladies épidémiques ou endémiques (typhoïde. tuberculose, béribéri, lèpre, dysenterie) développées par l'introduction des travailleurs asiatiques ou africains. Du début de la période jusque vers 1890, elle marquait une tendance générale à la diminution, à travers les grandes oscillations décennales. En 1911-1921, elle se serait relevée et aurait atteint 352 p. 10.000 habitants. Sans doute, faut-il voir là, en partie tout au moins, une conséquence de la pandémie grippale qui a causé de grands ravages à La Réunion comme à Madagascar. La mortalité paraît osciller actuellement entre 250 et 300 p. 10.000 habitants. C'est que le paludisme sévit sur les plaines côtières, si les hauts plateaux de l'intérieur sont salubres. Dans la période 1920-1923, 30 % des décès enregistrés au total étaient dus au paludisme. Aussi le service de santé a-t-il créé des sections de prophylaxie, chargées de la destruction des moustiques, de la surveillance des habitations et de la distribution gratuite de quinine. En même temps, il parvenait à réduire la mortalité infantile par la création de maternités et de gouttes de lait (1).

X. Madagascar

Il existe à Madagascar une administration indigène comprenant, de bas en haut, les chefs de village, les chefs de canton, les gouverneurs et, enfin, les gouverneurs principaux placés à côté des chefs de districts, qui appartiennent à l'administration française.

Les chefs de village sont élus par l'ensemble des habitants de leur commune : hommes, femmes et enfants. Le dénombrement

(1) *L'île de la Réunion* (Publication du Ministère des Colonies, 1921).

des habitants et l'enregistrement des actes de l'état-civil sont l'œuvre de cette administration indigène.

Le dénombrement des habitants est effectué dans chaque commune par le chef de village. Celui-ci fournit au gouverneur principal de sa province un état numérique faisant connaître les nombres d'hommes, de femmes et d'enfants âgés de moins de quinze ans. Les états sont contrôlés par les résultats connus des élections des chefs de village et par les rôles de l'impôt, payé par tous les adultes de plus de quinze ans.

Le chef de village n'a aucun intérêt à chercher à dissimuler le nombre total des habitants de sa commune, l'impôt étant purement personnel. D'autre part, la carte délivrée au moment du paiement de l'impôt sert de pièce d'identité aux indigènes dans leurs déplacements. Celui qui n'a pas payé l'impôt ne peut se déplacer sans risquer une amende assez élevée. En principe, il semble donc que la méthode de dénombrement adoptée à Madagascar, quoique rudimentaire, soit susceptible de donner des résultats assez précis.

L'état civil existe pour les indigènes et la *déclaration des mariages, naissances et décès est obligatoire*, le délai de déclaration étant de 8 jours pour les naissances et les décès. Dans chaque canton, le chef tient trois registres en triple exemplaire, pour les mariages, les naissances et les décès. De ces trois exemplaires, l'un reste au district, l'autre va à l'administrateur de la province et le troisième au gouvernement général. On estime que toutes les naissances et tous les décès sont ainsi déclarés. Un contrôle assez sévère est, paraît-il, exercé de façon que l'administration soit assurée de saisir les adultes, au moment où ils atteignent leur quinzième année et sont astreints au paiement de l'impôt.

On peut résumer dans le tableau ci-après, les variations des différentes catégories de population à Madagascar depuis 1906 :

Catégories de population	Milliers d'habitants dénombrés à Madagascar			Accroissement total (milliers d'habitants)	
	1921	*1911*	*1906*	*1911-1921*	*1906-1911*
Français	15.2	13.1	7.6	+ 2.1	+ 5.5
Autres Européens	2.5	2.6	2.1	− 0.1	+ 0 5
Métis	1.5	0.9	1.0	+ 0.6	− 0.1
Indigènes	3.344	3.137	2.696	+207	+441
Totaux	3.363	3.153	2.706	+210	+447

Si l'on admet les résultats précédents, la population indigène aurait augmenté de près de 450.000 habitants de 1906 à 1911 et de 210.000 habitants environ dans la période 1911-1921. Mais les statistiques des naissances et des décès, que l'on trouvera ci-après, semblent indiquer, au contraire, un état stationnaire de la population. On est donc amené à croire que les recensements de la population (ou bien les statistiques de l'état-civil, ou bien encore ces deux séries de statistiques) ne sont pas tout à fait exacts. Il est vraisemblable que l'importance de la population avait été sousestimée en 1906.

Quelle que soit d'ailleurs l'exactitude des recensements, il n'est que trop certain que la population est clairsemée à Madagascar, ce qui est un obstacle sérieux à la mise en valeur de la grande île. Les indigènes appartiennent à différentes races et présentent entre eux des différences sensibles, les Hovas ou Mérinas étant les plus évolués pour l'instant.

Voici, d'après les statistiques établies par la colonie, les nombres des naissances et des décès survenus dans la population indigène, pour certaines de ces dernières années.

Naissances et décès dans la population indigène
(nombres en milliers)

Années	Naissances	Décès
1905	75.7	70.9
1906	64.8	71.9
1907	75.1	63.3
1908	68.9	81.8
Moyenne annuelle	71.1	72.0
1917	84 6	75.9
1919	74.7	169.3 (1)
1920	80.4	67.9
1921	83.0	74.4
1922	77.3	68.0
Moyenne annuelle	80.0	91.1

(1) Epidémie de peste au printemps de 1919.

Dans la période 1905-1908, le nombre des décès aurait donc légèrement dépassé celui des naissances. Au cours des années 1917 à 1922 on aurait compté environ 11.000 décès de plus que de naissances ; résultat dû uniquement à l'épidémie de peste de 1919. Si, en effet, on défalque cette dernière année, le nombre annuel moyen des naissances dépasse de 10.000 environ celui des décès.

En résumé, dans la période 1906-1921, le nombre total des naissances aurait été à peu près équivalent à celui des décès. Mais, comme on l'a déjà signalé, ce resultat est en contradiction avec les nombres d'habitants fournis par les recensements successifs, surtout pour la période 1906-1911. Et l'on est forcément conduit à suspecter une au moins des deux séries de nombres examinés.

Si les statistiques du mouvement de la population sont tenues pour exactes, on ne peut que constater une natalité moyenne des indigènes inférieure annuellement à 250 pour 10.000 habitants. La mortalité serait également voisine de cette proportion. Il n'y a aucun doute que la mortalité n'est pas faible dans l'île ; les habitants, vivant avec leur bétail, négligent les régles élémentaires de l'hygiène. D'autre part, ils sont insuffisamment vêtus pour la température plutôt froide des hauts plateaux. Il en résulte un grand nombre de maladies mortelles (maladies de poitrine et diarrhée), surtout pour les jeunes enfants qui sont exposés, dès le matin, sur le dos de leur mères, à la température basse des rizières (1). Enfin le paludisme est répandu dans toute l'île, principalement sur la côte où il prend parfois des formes graves (2).

L'extension de l'assistance médicale aux indigènes, l'amélioration de la situation économique des indigènes et l'accroissement du nombre des hôpitaux permettront le développement d'une race clairsemée et qui a été éprouvée par les épidémies. C'est le programme d'action du gouvernement.

XI. Saint Pierre et Miquelon

Les premiers établissements définitifs des Français dans les îles St-Pierre et Miquelon datent de 1604. En 1838, la population comprenait 1.013 habitants sédentaires et 469 pêcheurs hivernants. La population a régulièrement augmenté jusqu'en 1906 où l'on comptait au total 6.482 habitants. Depuis, elle a diminué à la suite

(1) Aussi la mortalité infantile serait-elle très élevée. Sur 100 décédés au total, 35 environ avaient moins de 15 ans dans la période 1905-1922.

(2) «Annuaire Général de Madagascar» 1920-1921, 2e partie, p. 269-272.

de l'émigration. On a, en effet, recensé, dans les îles, 4209 habitants en 1911 et 4.042 en 1921 pour la population sédentaire. Le tableau ci-dessous fait connaitre les variations du nombre des habitants de la colonie française depuis 1783.

Années	Habitants sédentaires	Pêcheurs hivernants	Population totale	Années	Habitants sédentaires	Pêcheurs hivernants	Population totale
1.783	1 223	—	—	1.866	2.924	1 047	3.971
1.789	1.300	1 300	2.600	1.872	4.260	724	4.984
1.817	456	32	488	1.876	4.052	1.069	5.121
1.827	797	348	1.145	1.881	4.240	1.294	5.121
1.831	841	259	1.100	1.886	—	—	6 251
1.835	989	450	1 439	1 906	—	—	6.482
1.840	1.113	535	1.648	1 911	4 209	—	—
1.853	1.809	504	2 313	1 921	4.042	—	—
1.861	2.385	989	3.074	—	—	—	—

En 1921 la population se répartissait comme suit : île St-Pierre 2.984 habitants ; Miquelon 538 et île-aux-Chiens 520.

La méthode adoptée pour le recensement des habitants est celle de la métropole. Pour le dénombrement du 1er juillet 1921, notamment, des agents recenseurs, nommés par les maires des communes, ont fait remplir et ont vérifié des bulletins individuels dont ils ont effectué le dépouillement par la suite. De même, le mode de déclaration et d'enregistrement des mariages, naissances et décès est le même qu'en France. Dans le tableau ci-après, on a résumé le mouvement naturel de la population dans les îles St-Pierre et Miquelon depuis l'année 1861.

Mouvement naturel de la population à St-Pierre et Miquelon

Périodes	Milliers d'habitants au milieu de la période	Nombre annuel moyen des			Prop. pour 10.000 habitants des		
		Mariages	Naissances	Décès	Nouveaux mariés	Naissances	Décès
1861-65 (*a*)	2,6	26	116	62	202	449	240
1866-70 (*a*)	3,2	33	143	78	208	450	245
1871-75 (*a*)	4,5	38	168	102	170	375	228
1876-80 (*a*)	4,1	33	178	110	162	438	270
1881-84 (*a*)	4,3	34	184	140	159	429	327
1885 89 (*b*)	6,1	48	214	224	158	352	369
1910-14 (*a*)	4,2	—	106	97	—	252	230

(*a*) Population sédentaire seulement.
(*b*) Population totale.

La nuptialité est élevée. Elle a diminué après 1870, mais paraît à peu près stationnaire dans la période 1876-1890. Jusqu'en 1890, la natalité a toujours dépassé 350 pour 10.000 habitants ; dans les années 1910-1914, elle s'est abaissée à 252 p. 10.000 seulement. La mortalité est forte. Elle s'est accrue de 1871 à 1889 et, dans la période 1885-1889, a atteint 369 pour 10.000 habitants. En 1910-1914 elle est revenue à un taux notablement inférieur : 230 pour 10.000 habitants. Le *Rapport sur la situation de la Colonie en 1913* (1) fait connaître que le pourcentage de la mortalité ne parait pas en rapport avec la salubrité des îles, dont la pathologie est celle du Nord de la France, et où il n'existe pas de maladies endémiques. Les facteurs principaux de la mortalité sont l'alcoolisme et la tuberculose, qui paraît liée aux mauvaises conditions d'hygiène. Cependant, on a toujours constaté dans l'île des excédents de naissance. L'abaissement du nombre des habitants dans les dernières années est uniquement causé par l'émigration.

XII. Antilles françaises

Les Antilles françaises comprennent les deux îles principales de la Martinique, de la Guadeloupe et les îlots : Marie-Galante, la Désirade, les Saintes, Saint-Martin et St-Barthélemy rattachés administrativement à la Guadeloupe. Les méthodes de recensement de la population et d'enregistrement des mariages, naissances et décès sont, en principe, les mêmes pour ces colonies que pour l'île de la Réunion (2).

La Guadeloupe a été occupée pour la première fois par 550 Français en Juin 1635. En 1776, elle renfermait déjà 100.000 habitants dont 14000 Blancs, 2.000 affranchis et 84000 esclaves. En 1835, la population montait à 130.000 habitants se décomposant comme suit : Blancs 14.000, affranchis 19.000, Esclaves 96.000. Contrairement à ce qui se passait à la Réunion à la même époque, la population féminine était sensiblement plus nombreuse que l'élément masculin dans les deux populations : libre et esclave. Mais, alors que la population libre était répartie exactement entre les bourgs et les habitations rurales, on ne trouvait que 12.000 esclaves dans les villes et les bourgs, contre

(1) « Journal Officiel » du 7 mars 1915, Annexe page 228.
(2) Voir précédemment.

84.000 dans les habitations rurales. En 1844, peu d'années avant l'abolition de l'esclavage, la population libre comprenait 39.000 personnes; il n'y avait plus que 91.000 esclaves.

La population a augmenté jusque vers 1881, date à laquelle on a recensé, à la Guadeloupe et dans les dépendances, 201.000 habitants, dont 24.000 immigrants, 3.000 fonctionnaires et 14.000 personnes appartenant à la population flottante. En 1901, la population totale n'était plus que de 182.000 habitants. Elle parait avoir augmenté depuis cette date; les recensements successifs ayant accusé 190.000 habitants en 1906, 212.000 en 1911 et 230.000 en 1921, y compris la garnison, les immigrants et la population flottante.

Les statistiques actuellement publiées concernant les mariages naissances et décès enregistrés à la Guadeloupe et dans les dépendances, sont résumées ci-dessous. Elles embrassent la période 1834-1889. Jusqu'en 1885, elles ne comprennent pas les naissances et les décès des immigrants; dans la période 1886-1889, au contraire, elles sont relatives à la population totale, immigrants y compris.

Périodes	Milliers d'habitants au milieu de la période	Nombre annuel moyen des			Prop. pour 10000 habitants des		
		Mariages	Naissances	Décès	Nouveaux mariés	Naissances	Décès
1834-1839	127.5	168	3.115	2950	26	244	231
1840-1847	130.0	311	3.746	4024	48	288	310
1849-1853	130.5	1.992	4.013	4142	305	308	317
1853-1857	130.0	1.224	4.120	3784	188	317	291
1857-1861	132.5	662	4.148	3702	100	313	279
1862-1866 (1)	132.0	602	3.775	5118	91	286	388
1867-1871	132.0	537	3.945	3932	81	299	298
1872-1876	141.1	447	4.215	3712	63	299	263
1877-1881	155.3	503	4.361	5003	65	281	322
1882-1885	160.4	444	4.022	3990	55	251	249
1886-1889	173.9	484	4.215	4107	56	242	236

Non compris la population immigrée de 1834 à 1889; population totale pour la période 1886-1889. (1) Epidémie de choléra en 1865.

La nuptialité, très faible au début, est considerable dans les années qui suivent l'abolition de l'esclavage. Puis, elle redevient très faible avec une tendance à la diminution. Natalité et mortalité sont, au contraire, demeurées élevées et les proportions pour 10.000 habitants voisines; de 1861 à 1890, toutes deux ont

décru d'environ 15 p. 100. Les variations de la mortalité sont plus considérables que celles de la natalité en raison des épidémies qui, de temps à autre, ravagent la colonie. Dans toute l'île régnaient autrefois le paludisme, sur le littoral marécageux, et la dysenterie. « Les conditions de la vie ordinaire des gens aisés sont en général satisfaisantes. Le nègre est mal et insuffisamment vêtu; sa nourriture est insuffisante et de médiocre qualité. Sa santé est généralement bonne dans les localités salubres, mais les maladies épidémiques ont une grande prise sur la race » (1). L'absence de statistiques récentes ne permet pas de préciser si la mortalité décroît; ce qui est probable en raison des progrès de l'hygiéne et de l'assistance médicale, au cours des dernières années.

La Martinique a été placée sous la domination française en 1635. Sa population s'est régulièrement accrue jusqu'en 1901. En 1700, la colonie ne comprenait encore que 25000 habitants au total. En 1790, la Martinique renfermait près de 100.000 personnes dont 10.600 blancs, 5.200 gens de couleur libres de naissance ou par affranchissement, et 83.500 esclaves. En 1840, sa population totale dépassait 120.000 âmes, dont 76.500 esclaves 31.700 gens de couleur et 12.400 blancs. A la veille de l'abolition de l'esclavage en 1848, la population avait conservé la même importance qu'en 1840.

De 1848 à 1901, les progrès ont été rapides: 156.000 habitants en 1871, 167.000 en 1881, 190.000 en 1893 et 207.000 en 1901. La destruction de St-Pierre en 1902 a pour conséquence une diminution de la population: le recensement de 1906 n'accuse plus que 185.000 habitants. Au contraire le recensement de 1921 semble indiquer, que, dans la derniére période décennale, la population totale aurait augmenté de 59.000 habitants. Il est vraisemblable que le recensement de 1921 a surestimé le nombre des habitants. La population totale ne devait guère dépasser, à cette date, 205.000 ou 210.000 habitants au maximum.

Les Martiniquais ont une nuptialité faible qui, dans la période 1860-1890, s'établissait autour de 50 p. 10.000 habitants. Jusque vers 1920, la natalité est demeurée supérieure à 280 pour 10.000 habitants; elle avait toutefois diminué d'environ 20 p. 100 depuis 1860. Il semble que la proportion des naissances a

(1) H. Rey. - *Etude sur la Guadeloupe*, « Annales de démographie internationale » N. 10, 1879.

toujours été plus forte à la Martinique qu'à la Guadeloupe (1). Jusqu'en 1890, la mortalité a été, en général, comprise entre 270 et 300 pour 10.000 habitants, avec une pointe dans la période 1857-1866. En 1911 la mortalité paraît considérablement réduite et tombe à 180 p. 10.000 habitants seulement. Il est certain que l'amélioration des conditions hygiéniques de l'île et la lutte entreprise contre le paludisme ont contribué à la diminution du nombre des décès. Mais la réduction constatée provient peut-être également pour une part indéterminée d'une sous-estimation du nombre des décès.

Mouvement naturel de la population à la Martinique

Périodes	Milliers d'habitants au milieu de la période	Nombre annuel moyen des			Prop. pour 10.000 habitants des			Excédents des naissances ou des décès
		Mariages	Naissances	Décès	Nouveaux mariés	Naissances	Décès	
1834-1839	120.0	177	3.701	3.492	29	308	291	+ 17
1849-1853	126.0	1.369	4.079	3.616	217	324	287	+ 37
1857-1861	135.0	591	4.751	5.056	88	352	371	— 19
1862-1866	137.0	575	4.725	4.436	84	345	324	+ 21
1867-1871	151.0	812	4.794	4.196	108	317	278	+ 39
1872-1876	159.3	655	5.350	4.312	82	336	271	+ 65
1877-1881	164.4	552	5.493	4.632	67	334	282	+ 52
1882-1885	167.7	443	5.482	5.004	53	327	298	+ 29
1888-1889	176.4	431	5.212	5.158	49	295	292	+ 3
1911	185.4	—	5.227	3.340	—	282	180	+102

Dans les deux Colonies, la population est composée d'Européens ou descendants d'Européens, et des descendants des gens de couleur et des noirs affranchis en 1848. Il serait intéressant de connaître les caractéristiques démographiques de ces deux catégories de population ; mais, depuis 1849, il est absolument impossible de préciser la part qui revient à chacun des deux groupes dans l'accroissement du nombre des habitants.

Avant 1848, il n'en était pas ainsi ; et l'on possède quelques données sur la démographie de la population libre et des esclaves. A la Guadeloupe, les mariages étaient rares dans la population libre et il n'y avait presque pas d'unions parmi les esclaves. La natalité était plus forte chez les Blancs que chez les gens de couleur.

(1) La faible nuptialité explique la proportion élevée des naissances illégitimes dans la période considérée. Au cours des années 1864-1867, sur 100 naissances au total on comptait 60 illegitimes.

Mais alors qu'elle s'était abaissée de 363, en 1834-39, à 303 p. 10.000 habitants, en 1840-46, dans la première catégorie d'habitants, elle s'était accrue de 256 à 280 chez les Noirs. La mortalité des esclaves était un peu plus faible que celle des Blancs (300 au lieu de 329 p. 10.000 hab. dans la période 1840-46 (1). A la Martinique, les conditions de la nuptialité étaient les mêmes qu'à la Guadeloupe. Voici les proportions des naissances et des décès calculées dans la période 1834-39 séparément pour les Blancs et les esclaves

	Prop. pour 10.000 habitants	
	Naissances	Décès
Blancs et gens de couleur.	326	256
Esclaves	316	288

XIII. Guyane

Le recensement de 1921 évalue à 44.200 habitants la population totale de la Guyane. L'élément civil recensé individuellement ne comprend que 26.380 habitants; le reste de la population est composé principalement par les chercheurs d'or et les indigènes (évalués globalement), les troupes d'occupation et les transportés, relégués en cours de peine ou déportés. C'est une population infime, si l'on songe que la prise de possession des 90.000 kilométres carrés de la colonie remonte à 1626 et que Cayenne a été fondée en 1635. Les tentatives de colonisation effectuées au dix-huitième siècle (en 1763 notamment) ont échoué. Depuis 1852, la colonie est devenue un lieu de déportation et de relégation, pour les condamnés aux travaux forcés, ce qui en a certainement éloigné le plus grand nombre des immigrants qui auraieut pu désirer s'y établir.

Toutefois, la Guyane reçoit encore chaque année un contingent d'immigrants, peu important il est vrai. Il maintient à un niveau à peu près invariable l'effectif des habitants, qui diminuerait

(1) H. Rey - Article déjà cité.

assez rapidement sans cela par suite des excédents des décès sur les naissances. En 1862, en effet, l'élément civil de la colonie comprenait 25.000 habitants. La population civile s'est élevée jusqu'à 27.300 habitants en 1880 ; elle est redescendue à 26.380 seulement en 1921. Or, de 1862 à 1886, le nombre des décès a dépassé chaque année de 280 en moyenne celui des naissances.

Mouvement de la population à la Guyane

Périodes	Milliers d'habitants au milieu dela période	Nombre annuel moyen des			Prop. pour 10.000 habitants des		
		Mariages	Naissances	Décès	Nouveaux mariés	Naissances	Décès
1849-1853	20.4	218	415	576	214	203	282
1857-1861	23.1	139	470	594	120	203	257
1862-1866	24.7	73	431	569	60	175	230
1867-1871	24.9	79	466	735	64	187	295
1872-1876	25.5	92	449	823	72	176	323
1877-1881	27.0	73	459	775	54	170	287
1882-1886	26.0	77	519	840	60	200	323

Les statistiques du mouvement de la population n'ont pas été régulièrement publiées après 1887. La situation démographique de la colonie ne semble pas s'être améliorée. Dans les années 1920 et 1922, on a enregistré, en moyenne, 632 naissances et 1.090 décès, soit 239 naissances et 413 décès p. 10.000 habitants. L'insalubrité du pays doit être attribuée encore plus aux hommes qu'à la nature et au climat. Les maladies les plus fréquentes sont les fièvres intermittentes avec leurs conséquences et les accidents hépatiques. L'abus des fruits verts et des spiritueux occasionne la dysenterie. Cette maladie n'existe pas à la Guyane à l'état endémique, non plus que la fièvre jaune (1).

XIV. **Syrie et Liban** (2)

La Syrie et le Liban ont été placés sous mandat français à la suite du Traité de Versailles. Le Haut-Commissaire de la République française a prescrit le recensement de la population dans

(1) La *Guyane française* (éditée par l'Agence Génér. des Colonies, 1921).
(2) Voir *Bulletin de la Statistique Generale de la France*, octobre 1923, pages 71 à 74.

les territoires qu'il administre par arrêté du 20 décembre 1920. Les opérations ont été conduites séparément dans chaque Etat et n'ont pris fin qu'en 1922. La méthode adoptée a été partout la même, sauf points de détail négligeables.

Des commissions locales délivrent une carte d'identité à tout habitant et dressent deux registres nominatifs distincts pour les résidants présents (nationaux et étrangers) et pour les habitants absents temporairement. Finalement, elles transmettent à la Commission Supérieure de l'Etat les résultats numériques pour leurs circonscriptions.

Les commissions locales se transportaient dans les quartiers des villes, les villages et les fermes pour enregistrer les déclarations, après avoir fait connaître à la population le jour et l'heure du recensement, par des avis affichés cinq jours avant l'opération du dénombrement. Des pènalités sévères étaient prévues pour les habitants ayant cherché à se soustraire au recensement, ayant fourni de faux renseignements ou bien s'étant rendus coupables d'omission. Les listes ainsi établies ont été affichées dans les villages pour provoquer les rectifications, le cas échéant. Il semble donc que ce recensement offre de bonnes garanties d'exactitude.

Les résultats connus jusqu'à présent fournissent simplement, pour chaque État, la répartition des habitants suivant la religion. Ils ont été consignés dans le tableau ci-aprés. Ils ne tiennent pas compte des nomades, (nombre approximatif: 350.000) non plus que de 50.000 immigrés arrivés des provinces turques peu avant le recensement. Au total, le nombre des habitants dépasserait de peu 2 millions $^1/_2$, soit environ 12 par kilométre carré. La plus grande partie du territoire à l'est de la ligne Alep-Homs-Damas n'est guère parcourue que par des Bédouins nomades. La zône non désertique comprend 70.000 kilomètres carrés environ de territoires montagneux. La densité kilométrique y est de 30 environ. Les Musulmans orthodoxes, qui forment le fond de la population, sont dans les plaines. Les Musulmans hétérodoxes et les Chrétiens se sont réfugiés dans les montagnes. Dans les villes, les divers éléments sont juxtaposés mais non mélangés (1).

(1) *La Syrie et le Liban en 1922.*

Milliers d' habitants recensés en 1921-1922

Communautés religieuses	Grand Liban	Alaouites	Alep	Sandjak autonome d'Alexandrette	Damas	Djebel Druse	Ensemble
Sunnites	125	60	359	154 (b)	447	1	1.145
Chiites	105	—	—	—	9	—	114
Alaouites	1	153	—	30	5	—	189
Druses	44	—	—	—	4	42	90
Ismailiens	—	6	—	—	9	—	15
Musulmans	275	219	359	184	474	43	1.553
Maronites	199	4	2	—	1	—	—
Grecs catholiques	42	1	7	—	18	2	—
Arméniens	1	1	4	—	1	—	—
Syriaques	1	—	3	—	3	—	—
Latins	1	—	1	—	—	—	—
Chaldéens	—	—	1	—	—	—	—
Chrétiens unis	244	6	18	—	23	2	—
Grecs orthodoxes	81	33	3	—	30	5	—
Autres	5	3	4	—	13	—	—
Chrétiens séparés	86	36	7	(a) 28	43	5	—
Israélites	4	—	7	—	6	—	17
Etrangers	20	—	2	—	48	—	68
TOTAUX	629	261	393	212	594	50	2.139

(a) Ensemble des chrétiens unis et séparés — (b) dont 87.000 Turcs ou Turcomans.

Aucun autre recensement n'avait été effectué avant 1911. On ne possède pas encore de statistiques relatives au mouvement naturel de la population Syrienne.

XV. **Indochine**

La démographie de la population non blanche en Indochine est mal connue. Un premier essai de recensement a été effectué, en 1901, pour la Cochinchine seulement. Mais d'une façon générale, la détermination du nombre des habitants a reposé, jusqu'en 1911, sur des estimations qui n'offraient pas les garanties

nécessaires. Les nombres publiés résultaient de la totalisation d'états dressés par les notables de chaque village. Comme l'impôt de capitation existe dans la colonie « toute tentative de recensement y est considérée comme une mesure préliminaire à une augmentation d'impôts et rencontre des résistances que l'autonomie à peu près absolue de la Commune rend très malaisée à rompre. D'ailleurs, dans l'organisation de l'Annam, avant l'administration française, ou effectuait tous les cinq ans, dans un but fiscal, un recensement de la population. Il ne faut donc pas s'étonner que les habitants aient conservé une certaine méfiance vis-a-vis des opérations de ce genre. A cela, il faut ajouter le fait que les Annamites cherchent à préserver de toute intrusion ou empiètement administratif l'indépendance de la vie familiale; et, d'autre part, l'inaptitude de l'administration indigéne a discerner le vraisemblable en matière statistique » (1).

En 1921, des progrès ont été réalisés En Cochinchine et au Cambodge, de véritables recensements ont été effectués, pour lesquels on a utilisé des bulletins rédigés en langue indigène. Mais, dans les autres colonies (Tonkin, Annam, Laos, Kouang-Tchéou-Wan), le nombre des habitants a encore été détérminé approximativement par les notables des villages. Dans ce dernier cas quoique l'administration se soit attachée à obtenir la plus grande précision possible, dans les conditions actuelles, et que les opérations aient été contrôlées, les nombres obtenus n'ont que la valeur d'évaluations assez larges. Sans être parfaits, les résultats de la Cochinchiue et du Cambodge serrent, au contraire, la réalité de plus près et semblent suffisamment exacts.

En ce qui concerne le mouvement de la population, l'enregistrement des mariages, naissances et décès n'est assuré qu'en Cochinchine, depuis 1884, et qu'au Tonkin depuis le ler Janvier 1924. Il ne l'est point dans les autres colonies (2). Chaque année, les administrateurs de provinces remplissent toutefois des tableaux faisant connaître les nombres de naissances et de décès survenus dans leur circonscription. Là où l'état civil indigène n'existe pas, les résultats sont obtenus par totalisation des nombres fournis par les chefs de villages, qui déclarent le plus souvent ce qu'ils croient être leur intérêt. Des contrôles opérés dans certaines villes du Tonkin ont montré que, là même où la déclaration était obligatoire, mais

(1) H. Brenier - *Essai d'Atlas statistique de l'Indochine française* (Hanoi, 1914).

(2) Sauf dans les centres urbains de l'Annam.

sans sanction, l'enregistrement était assez fortement déficitaire. Il semble bien difficile, dans ces conditions, d'accorder une grande valeur à certaines de ces statistiques, principalement à celles des naissances. Le nombre des décès est plus exactement connu, les inhumations clandestines pouvant être empêchées. Quant au nombre des mariages, il n'en saurait être encore question. En résumé, malgré les améliorations de ces dernières années, il reste beaucoup a faire au point de vue de la statistique démographique en Indochine. La première étape devrait être l'institution de recensements décennaux ou quinquennaux comparables à ceux effectués dans l'Inde. Il y a lieu de croire que 1926 verra le premier recensement complet de la population en Indochine (1).

Dans les pages suivantes, on trouvera un résumé des statistiques démographiques qui ont pu etre recueillies pour les différentes colonies d'Indochine. En principe, celles-ci font connaître les naissances par sexe, et répartissent les décèdés en hommes, femmes, et enfants de moins de quinze ans; parfois, elles ne fournissent qu'une évaluation du nombre total des enfants nés et des décédés. Malgré les défectuosités qu'elles peuvent présenter, et dont on était assuré à l'avance, on n'a pas jugé inutile de les examiner. On a pu ainsi préciser parfois leurs lacunes et, dans quelques cas, montrer les progrès déjà réalisés. Pour ces raisons on a été conduit à poursuivre séparément l'examen des statistiques dans chaque colonie.

Cochinchine - Le premier recensement sérieux y date de 1921 Les instructions détaillées pour la conduite des opérations sont parvenues aux chefs de province en décembre 1920. Fin Janvier 1921, les imprimés nécessaires étaient envoyés dans chaque circonscription; chaque commune avait été divisée en circonscriptions, à la tête desquelles était placé un notable.

Les instructions avaient été, au préalable, traduites et commentées aux chefs de canton et aux notables, chefs des sections de recensement. En outre, dans tous les villages, des affiches, rédigées en *quoc-ngu* et en cambodgien, étaient apposées pour prévenir la population du recensement et lui en indiquer le but (2). Des

(1) D'après les renseignements fournis par M F. Leurence, statisticien adjoint à la Statistique Générale de la France, chef du Service de Statistique en Indochine.

(2) *Recensement Général de la population de la Cochinchine,* 15 Février 1921.

agents recenseurs rètribués ont été choisis parmi les lettrés connaissant les habitants. L'imprimé utilisé pour le recensement est le Bulletin de maison, rédigé en français au recto et en *annamite quoc-ngu* au verso. Dans chaque maison, l'agent recenseur a déposé deux bulletins, sur lesquels le chef de maison devait inscrire toutes les personnes habituellement présentes ainsi que les personnes de passage, en mentionnant leur âge, sexe et nationalité. Des deux bulletins ainsi remplis, l'un a été remis à l'agent recenseur, l'autre a été conservé par le déclarant pendant trois mois pour permettre des vérifications ultérieures. Tous les bulletins de la commune ont été transmis à l'Administrateur, chargé de centraliser les résultats par province.

Les opérations se sont régulièrement déroulées. Bien que les autorités de Saîgon et de Cholon aient signalé qu'elles soupçonnaient un certain nombre de Chinois et d'Annamites de s'être dérobés au recensement, il semble que les résultats obtenus soient proches de la vérité. Ils concordent, en effet, dans l'ensemble, avec ceux fournis par le rôle des assujettis à l'impôt (1). En 1921 la population totale de la Cochinchine aurait atteint 3.864.000 personnes dont 6.684 Français, 410 autres Européens, 3.250.000 Annamites, 214.000 Chinois, 272.000 Cambodgiens et 120.000 habitants appartenant aux autres races (Minh-Huongs, Laotiens et Moîs). Les habitants de sexe masculin dominent dans les populations européenne et chinoise immigrées, principalement parmi les adultes de 15 ans et plus. Au contraire, on constate chez les Annamites un excédent de femmes, qui ne se retrouve pas chez les autres indigènes.

Cochinchine - Habitants (en milliers) recensés en 1921

Catégories de population	Adultes		Enfants de moins de 15 ans		Total
	Hommes	Femmes	Garçons	Filles	
Européens	3,3	3,1	0,9	0,8	7,1
Chinois	108	45	36	25	214
Annamites	902	941	700	707	3250
Autres indigènes	109	103	92	89	393

(1) Les opérations ont été facilitées par l'existence de l'état civil indigène et par l'état de culture assez avancé de la population. (Des amendes étaient infligées aux notables coupables de négligence et aux auteurs de fausses déclarations).

Dans le tableau suivant, ces nombres ont été rapprochés des évaluations correspondantes faites à des époques antérieures.

Cochinchine - Milliers d'habitants à diverses époques

Catégories de population	1921	1911	1901	1889	1879	1872	1868	1857
Européens. . .	7,1	11,0	7,9	2,4(1)	1,5(1)	0,9(1)	0,6(1)	0,6(1)
Annamites . .	3250	2675	2560	1661	1429	1338	1184	483
Chinois	214	151	92	57	52	35	19	18
Cambodgiens .	272	196	232	157	113	82	—	—
Autr. indigènes	121		77					
Totaux	3364	3033	2969	1877	1596	1456	1204	502

Prenons trois périodes d'à peu près égale durée : 1857-1879, 1879-1901 et 1901-1921. La population totale aurait triplé dans la première période, presque doublé dans la seconde; elle n'aurait augmenté que de 30 p. 100 de 1901 à 1921. Il est clair que jusque vers 1901, l'importance du nombre des habitants a été sous-estimée, très fortement d'abord, de moins en moins en se rapprochant de l'époque actuelle. Au fur et à mesure que l'administration a mieux pénétré le pays, elle a, petit à petit, atteint les assujettis à l'impôt de capitation et est arrivée à une connaissance plus exacte du nombre des habitants. L'évaluation de 1911 ne semble pas exacte. Assez fortement déficitaire, elle fournit également une répartition, suivant la race, notablement différente de celles des deux années qui l'encadrent. L'évaluation de 1901 paraît celle qui peut être le mieux rapprochée du recensement de 1921.

Dans les vingt dernières années, la population française a diminué d'environ 1.000 unités, le nombre des autres Européens demeurant à peu près stationnaire. La population indigène se serait accrue de 26 p. 100. Mais alors que l'augmentation n'est que de 18 p. 100 chez les Cambodgiens, elle est de 26 % chez les Annamites, et de 70 % chez les Minh-Huongs. Il est vraisemblable que les bases de la répartition n'ont pas été les mêmes aux deux époques considérées.

L'importance de l'immigration a certainement beaucoup contribué à l'accroissement de la population chinoise. Mais l'augmen-

(1) Non compris les militaires.

tation constatée (132 °/₀ en vingt ans) permet de croire qu'un certain nombre de Chinois n'ont pas été comptés en 1901. Parce qu'ils avaient échappé aux listes d'impôts, ou bien parce qu'ils étaient en voyage à l'époque pour leur commerce de riz.

En ce qui concerne le mouvement de la population, l'ancien code annamite prescrit que les naissances et les décès doivent être déclarés avec exactitude. L'arrêté du gouverneur du 5 juillet 1871 spécifiait que le maire de chaque commune devait, sous peine d'amende, adresser tous les mois au centre administratif français de la circonscription, deux cahiers renfermant les naissances et les décès qui s'étaient produits dans le mois précédent. Un arrêté du 1er décembre 1876 ordonne l'enregistrement des mariages (1). L'état-civil indigène n'a été institué en Cochinchine que par les décrets du 26 mars 1883 et du 18 Février 1892. Trois registres spéciaux, rédigés en annamite *quoc-ngu* et dressés en double exemplaire, pour les mariages, naissances et décès, sont tenus dans chaque commune par un notable spécial, faisant fonction d'Officier de l'état-civil et nommé par le Conseil des notables avec ratification de l'administrateur. Cet officier s'informe des mariages, naissances et décès survenus. Il est responsable de la tenue des registres, toute négligence étant réprimée par une amende de 500 à 2.000 frs ou même par une peine de prison. Toute déclaration doit être faite en présence de deux témoins; celle de la naissance, dans les huit jours, celle du décès, dans les trois jours, celle du mariage dans les trois jours suivant la cérémonie. En fin d'année, un des registres va au greffe du tribunal, l'autre demeure dans la commune (2).

Malgré les pénalités sévères encourues pour l'absence de déclarations ou pour leur fausseté, ainsi que pour les négligences de l'officier de l'état civil; malgré la gratuité des actes et leur vérification, on estime que la tenue des registres n'est pas encore très régulière dans toute la Cochinchine.

Le tableau ci-après groupe des statistiques de naissances et de décès, d'origines diverses, relatives à la population non blanche. De 1872 à 1878, les nombres reproduits concernent la Statistique des naissances et des décès dans la population annamite, d'après

---

(1) A. T. Mondiere *Statistique des naissances et des décés dans la population annamite de la Cochinchine française de 1872 à 1877* (dans les «Annales de demographie internationale» n° 16, décembre 1880, pages 499-518 et n° 17 pages 321-330).

(2) H. Brenier et F. Leurence (Voir notes précédentes).

l'étude de M. MONDIÈRE, précédemment citée. Pour les années 1883 à 1923, les nombres proviennent des *Statistiques Coloniales* (1883 à 1885, 1891) ou bien des Archives de l'*Agence Générale des Colonies* (années 1915 à 1923). Ils s'appliquent à l'ensemble de la population non blanche.

Années	Milliers d' habitants (évaluation)	Milliers de		Proportion p. 10.000 habitants des	
		Naissances	Décédés	Naissances	Décédés
1872		24,5	19,6	208	166
1873		24,6	20,0	213	174
1874		25,3	25,7	208	211
1875		26,0	23,8	199	182
1876		26,3	19,8	212	158
1877		26,5	21,3	215	173
1878		26,7	18,9	217	154
1883		47,2	40,8	—	—
1884	1.435	43,0	31,5	—	—
1885		62,3	35,9	—	—
Moyenne annuelle 1883-85		50,8	36,1	354	252
1911	3,020	105,0	79,8	348	264
1915	—	117 3	79,3	—	—
1916	—	120,4	72,0	—	—
1917	3,360	126,4	87,2	376	237
1919	—	118,9	98,4	—	—
1920	—	116,4	100.4	—	—
1921	3,857	120,6	91,6	313	237
1922	—	135,6	105,2	—	—
1923	3,965	131,0	83,8	330	211
Moyenne annuelle 1919-23		124,4	95,8	323	248

De toute évidence, et contrairement à ce que pensait M. MONDIÈRE, les statistiques des années 1872 à 1878 sont inexactes et fortement déficitaires, de même que la population annamite était sous-estimée, dans cette période. En 1885 le nombre des naissances se relève brusquement, à la suite de la mise en application de la loi sur l'enregistrement des naissances et décès. Mais le chiffre de la population ne correspond pas à l'importance de la population annamite. Les proportions élevées pour la période 1883-85 tiennent donc, pour une part inconnue, à la sous-estimation du nombre des indigènes. On ne peut leur attribuer une valeur certaine. Dans la période 1919-1923, où le nombre des habitants est à peu près connu

exactement, la proportion des naissances par 10.000 habitants serait de 323, et celle des décès de 248, valeurs vraisemblablement inférieures aux proportions réelles. Le coefficient de mortalité étant plus approché que le coefficient de natalité.

On peut, en résumé, conclure que la natalité de la population indigène atteint, en Cochinchine, un niveau élevé. Il en est de même de la mortalité, quoique la race soit résistante. La natalité n'est, sans doute, guère éloignée de 400 p. 10.000 habitants et la mortalité de 260 ce qui laisse place à de notables excédents de naissances (1). On peut attribuer cette forte mortalité aux habitations malsaines et à l'insuffisance des vêtements en hiver. Dans les premières années, l'enfant est, en général, à peu près devêtu, ce qui occasionne une forte mortalité par pneumonie, bronchite capillaire et diarrhée (2). On n'a aucun renseignement précis sur l'importance des causes de décès. On sait que les maladies les plus communes sont dues aux mauvaises conditions climatériques et à la mauvaise hygiène. Ce seraient la fièvre intermittente, la dysenterie aigüe, la diarrhée, la lépre, la variole. Enfin, de 1872 à 1875 sur 1000 nouvelles accouchées, 22 en moyenne seraient décédées (3).

La mortalité infantile serait encore considérable, malgré l'action exercée par l'Assistance médicale aux indigénes. Dans les années d'avant-guerre, la proportion des décès d'enfants de moins de 6 ans aurait été annuellement de 134 p. 10.000 habitants au total, pour une population, placée dans des conditions favorables (3). En 1911-1913, la proportion correspondante pour la France était de 35 seulement. On ne peut qu'être frappé par l'importance excessive des décès d'enfants de moins de quinze ans dans les statistiques établies. Voici, en effet, comment se répartissaient les décès enregistrés dans la période 1919-1923 en Cochinchine.

---

(1) H. Brenier, dans son *Essai d'Atlas Statistique de l'Indochine*, indique que, pour des groupes situés dans les conditions les plus salubres, dans une population de 5,154 hab. on a enregistré 1054 naissances, 662 décès dont 343 d'enfants ayant moins de 6 ans. Ce qui donnerait, les proportions annuelles moyennes suivantes: 409 naissances et 256 décès p. 10.000 hab. et 134 décès d'enfants de moins de six ans p. 10.000 habitants.

(2) Mondiere, Art. cité.

(3) Voir note (1) ci-dessus.

Catégories de Population	Nombre annuel moyen des décès (en milliers)	Proportion p. 100 Décès au total
Hommes	28,9	31,0
Femmes	22,0	23,6
Enfants ayant moins de 15 ans	42,3	45,4
Ensemble . .	93,2	100,0

Pour les années 1872 à 1877, on avait déjà trouvé que sur 100 décédés, on comptait 33 enfants de moins de 10 ans et 13,6 adolescents de 11 à 20 ans, ce qui donne environ 39 décès d'enfants âgés de moins de 15 ans. En France, dans la période 1911-1913 pourtant exceptionnelle au point de vue de la mortalité infantile, on n'a constaté que 20 décès d'enfants de moins de 15 ans sur 100 décès au total. Quoique la répartition des habitants suivant l'âge soit vraisemblablement différente dans les deux pays, les proportions calculées indiquent une mortalité infantile certainement excessive en Cochinchine. Si imparfaites qu'elles soient, les statistiques sont en accord sur ce point avec les observations non chiffrées rapportées par les missionnaires et les médecins.

Les statistiques de la colonie font également connaitre la répartition des enfants nés suivant le sexe. De 1919 à 1923 pour 1000 filles nées, on y aurait compté 1170 garçons, le coefficient variant de 1147 en 1919 à 1191 en 1920. Dans la période 1872-1877, le nombre annuel moyen des garçons pour 1000 filles, aurait été de 1077 (1055 en 1873 et 1115 en 1877). Il n'existe pas de contrôle des valeurs ainsi calculées.

La natalité serait plus élevée dans les mois d'hiver que dans ceux de printemps. Pour la période 1872-1877, on a calculé la répartition suivante pour 10.000 nés au total (1): Janvier, 943; décembre, 929; Novembre, 883; Octobre, 880, Septembre, 855; Août, 852; Février, 821; Mars 820; Juillet, 805; Mai, 748; Avril, 741; Juin, 723.

Cambodge - Le 30 Novembre 1921, on a effectué le premier recensement de la population par maisons, embarcations et pagodes, dans toute l'étendue du royaume. Des affiches rédigées en langue française, cambodgienne, annamite *quoc-ngu*, ou chinoise,

(1) Mondiere, Art. cité.

avaient été apposées à l'avance, afin d'assurer la plus grande publicité au recensement. La méthode suivie pour les opérations du dénombrement a été la même qu'en Cochinchine.

Chaque *Khet* était divisé en secteurs. A la tête de chacun d'eux, un fonctionnaire avait la direction et la responsabilité des opérations. Les agents d'exécution distribuaient, par maison ou abri, deux bulletins de recensement que devait remplir le chef de l'habitation, et qui faisaient connaître le nombre des personnes ayant passé la nuit dans la maison (1).

Les résultats de ce recensement sont résumés dans le tableau ci-dessous (nombres en milliers).

	Hommes	Femmes	Enfants ayant moins de 15 ans		Total
			Garçons	Filles	
Européens	0,6	0,3	0,2	0,3	1,4
Chinois	34	17	20	20	91
Indigènes:					
Cambodgiens	485	518	537	507	2047
Annamites	37	34	36	33	140
Malais	14	15	15	15	59
Autres	18	18	15	14	65
TOTAUX	588	602	623	589	2403

La population d'origine cambodgienne forme 80 p. 100 du total des habitants. Les autres groupes ethniques les plus importants sont ceux constitués par les Annamites (6 p. 100), les Chinois (4 p. 100), les Malais ou Chams (2 1/2 p. 100), les Khas (1 1/2 p. 100) les Laotiens (1 p. 100). Dans le tableau ci-dessous, on a rapproché les résultats fournis par le recensement de 1921 des évaluations antérieures, basées sur les rôles d'imposition.

(1) *Recensement général de la population du Cambodge* le 30 Novembre 1921.

Milliers d' habitants recensés au Cambodge

Catégories	1921	1911	1906	1874
Européens	1,4	1,1	0,7	?
Chinois	91	104	82	107
Cambodgiens	2.047	1,360	964	746
Annamites	140	79	65	5
Autres indigènes	124	140	81	88
Totaux	2,403	1,684	1,193	946

On se rend ainsi facilement compte combien étaient déficitaires toutes les évaluations faites jusqu'en 1911.

L'état-civil n'existe pas pour les indigènes. Les statistiques du mouvement de la population semblent incomplètes. Si l'on rapporte, en effet, les nombres des naissances et décès, fournis pour les années 1919-1923, au nombre des habitants recensés en 1921, les proportions calculées (1) paraissent indiquer que les 2/3 environ des naissances et décès ont été laissés en dehors des évaluations. Pour ces motifs on a jugé inutile de reproduire ces nombres dans la présente étude.

Annam - On n'a encore jamais procédé à un recensement véritable de la population en Annam. La méthode suivie pour déterminer le nombre des habitants de cette colonie en 1921 a été vraisemblablement analogue à celle utilisée par l'administration au Tonkin (2). Les résultats officiels ont été les suivants: 4.945.000 habitants au total, dont 4.446.000 Annamites (un peu moins de 90 p. 100) et 482.000 Chams, Moys, Malais ou Polynésiens (10 % environ). Le nombre des Chinois est inférieur à 10.000

(1) 135 p. 10.000 habitants pour les naissances et 85 seulement pour les décès. Ce qui est en contradiction avec les proportions correspondantes pour la Cochinchine et avec ce que l'on sait de la mortalité au Cambodge.

(2) Voir ci-après.

Milliers d' habitants en Annam en 1921

Catégories	Hommes	Femmes	Enfants ayant moins de 15 ans		Sexe non déterminé	Total
			Garçons	Filles		
Européens (1). . .	0,9	0,4	0,2	0,2	—	1,7
Chinois	4	1	2	1	1	9
Annamites	1,255	1,317	1,735		139	4,446
Chams, Moys, etc.	48	50	63		320	481
Autres	6	1	—		—	7
Totaux (2)	1,314	1,369	1,801		460	4,945

Il semble que l'on doive admettre ces résultats comme suffisamment approchés. Des évalutions directes, établies par l'administration, sur la base de la consommation totale moyenne de sel en Annam dans les années 1918 à 1920 et de la consommation moyenne par tête d'habitant, connue avec précision dans certaines régions telles que la Cochinchine, ont fourni le nombre de 5 millions d'Indigènes environ pour l'ensemble du protectorat (3). Toutefois, les nombres du tableau précédent résultent d'une simple évaluation. Seuls, des recensements répétés, accoutumant les indigènes aux opérations du recensement et les empêchant d'en redouter les conséquences fiscales permettront d'arriver à un dénombrement plus rigoureux.

Les évaluations faites pour les années antérieures (en 1911-1906 notamment) surestimaient vraisemblablement l'effectif total des Annamites. Inversement le nombre des Chams, Moys, Malais, Polynésiens était trop faible, ce qui tient sans doute à la connaissance encore imparfaite, à ce moment, des pays où résident ces populations.

---

(1) Non compris 250 militaires.

(2) Non compris 1 millier d'indigènes dans l'armée.

(3) Compte tenu des fraudes possibles et des régions (Moïs) où le service des régies ne vend pas de sel. Le sel ayant peu de valeur, les fraudes sont pratiquement négligeables.

Milliers d'habitants en Annam (Evaluations)

Catégories	1921	1911	1906
Européens	1,7	2,1	1,6
Chinois	9	6	5
Annamites	4.446	4.518	5.238
Chams, Moys, Malais	481	279	260
Autres	7	10	8
Totaux	4,945	4,815	5,513

L'ordonnance royale du 28 décembre 1912 (arrêté du 16 janvier 1913) a créé un état-civil indigène dans les centres urbains de l'Annam (1). La réforme n'est pas entièrement entrée dans la pratique et n'a pas été étendue. Le tableau ci-dessous fait connaître des évaluations des nombres totaux de naissances et décès pour 14 des provinces du protectorat. (Les résultats font défaut pour les trois provinces de Quang-Binh, Binh-Dinh, Koutum, comprenant environ 380.000 habitants).

Naissances et Décès en Annam (nombres en milliers)

Années	Nombre des		Années	Nombre des	
	Naissances	Décès		Naissances	Décès
1915	170	135	1918	190	138
1916	203	138	1920	192	108
1917	190	140			
			moyenne 1916-1920	194	131

Dans la période 1916-1920, on aurait ainsi compté en moyenne 194.000 naissances et 131.000 décès. Par rapport à la population en 1911 des provinces auxquelles se rapportent ces évaluations, la proportion des naissances ressortirait à 424 ; celle des décés à 286 p. 10.000 habitants. Natalité et mortalité élevées avec d'importants excédents de naissances. Les statistiques établies ne sont ni suffisamment précises ni suffisamment complètes our qu'il soit permis d'en tirer d'autres conclusions.

(1) H. Brenier (ouvrage cité).

Tonkin - Le dénombrement de 1921 peut être considéré comme le premier travail sérieux de cet ordre qui ait été effectué au Tonkin. Pour chaque village, on a dressé un état nominatif de la population par famille sur des imprimés de modèle spécial, rédigés en français et en annamite *quoc-ngu*. Ceux-ci ont été remplis dans le village même, sous la surveillance des mandarins principaux et chefs de circonscription et sous le contrôle des résidants. En raison du mode d'établissement des rôles de l'impôt indigène, les chefs de village ont une tendance à sous-évaluer le nombre des habitants de leur circonscription, afin d'éviter un accroissement redouté des charges qu' elle supporte. Malgré cette réserve et certaines difficultés dans le recensement des éléments flottants, on estime que les résultats du dénombrement de 1921 sont voisins de la vérité. Ils ont été les suivants :

Milliers d' habitants recensés en 1921 au Tonkin

Catégories	Hommes	Femmes	Enfants de moins de 15 ans	Total	Prop. p. 100
Européens (1)	2,6	1,8	2,0	6,4	0,1
Chinois	12	10	11	33	0,5
Tonkinois-Annamites . .	1828	1987	2280	6095	88,7
Thos-Mungs	113	113	158	384	5,6
Thais-Muongs	58	64	72	194	2,8
Autres	51	51	56	158	2,3
Totaux (2)	2065	2227	2579	6871	100,0

La population totale était donc proche de 7 millions d'habitants sur lesquels 10.000 Européens environ, en y comprennant les militaires; les Tonkinois, ou Annamites formaient près des 9/10 du total. Les autres races étaient très faiblement représentées : de 2 à 3 % seulement, pour chacune d' elles : Thos, Mung, Thaîs et Muongs.

D'après les *Statistiques coloniales*, la population du Tonkin se serait élevée de 5.900.000 habitants, en 1906, à 6.120.000 en 1911 et 6.870.000 en 1921 ; ce qui représenterait pour la période 1906-1921 un taux annuel d'accroissement de 65.000 habitants, que l' on peut considérer comme assez proche de la réalité.

(1) Non compris 3.800 militaires.
(2) Non compris 9.800 militaires.

Milliers d' habitants au Tonkin à diverses dates

Catégories	1921	1911	1906
Européens	6,4	7,6	7,1
Chinois	33	42	33
Tonkinois	6,095	5,390	5,419
Thos et Mungs. . .	384	262	227
Thaïs-Muongs . . .	194	248	212
Autres	158	171	98
Totaux	6,871	6,120	5,896

En ce qui concerne l'importance relative des diverses races, le mieux est de s'en tenir aux statistiques de 1921 ; les variations dans l'effectif des groupes ethniques secondaires proviennent simplement d'une connaissance plus approfondie de la question.

Jusqu'à la fin de 1923, l'enregistrement des naissances, mariages et décès n'existait pas au Tonkin. En 1906, une circulaire et des instructions avaient envisagé l'introduction de cette réforme. Mais l'administration, volontairement, négligea de les appliquer dans leur intégralité. Tout en votant en faveur de l'état-civil, la chambre consultative indigène avait, en effet, introduit, dans son avis, des réserves, notamment en ce qui concerne la perception de l'impôt (1). Le temps ayant fait son oeuvre, une partie de la population s'étant rendue compte des avantages de l'état-civil, un arrêté du 11 décembre 1923 a prescrit l'enregistrement des mariages, naissances et décès à partir du 1er janvier 1924 (2).

Ainsi qu'on pouvait s'y attendre, les statistiques du mouvement de la population sont demeurées incomplètes jusqu'à présent. Pour les années 1920 à 1923, on aurait constaté en moyenne 119.000 naissances et 88.000 décès. Par rapport à la population recensée en 1921, ces nombres donneraient des proportions de 174 naissances et 127 décès p. 10.000 habitants, évidemment très éloignées de la réalité. D'après le Dr. Tedeschi, pour un groupe de 20.000 indigènes de la région Hanoi-Nam-Dinh, on aurait eu, de 1910 à 1912 (3):

(1) R. Brenier.
(2) Renseignements communiqués par M. Leurence.
(3) H. Brenier.

Années	Naissances	Décédés au total	Décès d'enfants âgés de moins de 10 ans	Excédents de naissances
1910	789	544	108	245
1911	843	584	113	259
1912	888	562	97	326
Totaux	2,520	1,690	318	830

La natalité annuelle moyenne aurait été ainsi de 419 p. 10.000 habitants; la mortalité générale de 281 et la mortalité infantile de 52 p. 10.000 habitants. Ces proportions se rapprochent de celles précédemment établies pour l'Annam et la Cochinchine, en tenant compte des réserves formulées. Elles paraissent fournir les renseignements les plus certains sur les coefficients de natalité et de mortalité au Tonkin.

Laos - Aucun recensement de la population n'a été effectué avant 1921. Les opérations entreprises dans cette dernière année manquent de base, elles aussi. Elles se sont, en effet, heurtées à des difficultés qui n'ont pu être toutes surmontées. Les populations relativement denses, fixées de façon plus ou moins stable sur les rives du Mekong, ont pu être dénombrées avec une certaine exactitude. Il n'en a pas été de même pour celles des vallées tributaires, très clairsemées et parfois nomades. Une entière liberté a, d'ailleurs été laissée aux agents du gouvernement dans les provinces. Ceux-ci se sont heurtés à la défiance des indigènes craignant une augmentation des impôts, à l'absence aussi de noms patronymiques rendant très difficile le décompte des familles, à l'incapacité enfin des chefs de village de compter au delà de 50, aux lenteurs des communications. Ces dernières n'ont permis la vérification des renseignements que dans un périmètre tres restreint autour des chef-lieux. Les nombres du tableau ci-après résultent donc d'évaluations approximatives et ne doivent être admis que sous réserves.

Milliers d' habitants au Laos en 1921

Catégories	Hommes	Femmes	Enfants de moins de 15 ans		Totaux	Prop. p. 100
			Garçons	Filles		
Européens (1). .	0,2	0,05	0,04	0,02	0 3	0,1
Chinois . . .	3,6	0,6	0,2	0,3	4,7	0,6
Laotiens . . .	117	120	88	88	413	50,3
Khas	64	61	47	34	206	25,2
Autres	71	52	36	36	195	23,8
Totaux	256	234	171	158	819	100,0

Dans leur exactitude relative, ils font apparaître la prédominance de deux éléments : les Laotiens, agriculteurs et pasteurs, établis dans les vallées, forment la moitié de la population ; les Khas (25 p. %) sont chasseurs et se rencontrent sur les plateaux.

La population totale du Laos avait été estimée à 640.000 habitants en 1911. Ce nombre est manifestement trop faible, si l'on accorde confiance à celui de 1921 (2).

L'état-civil n'existe pas au Laos, non plus que l'enregistrement des naissances et des décès. A titre d'indication toutefois on a reproduit ci-dessous les évaluations fournies par l'administration de la colonie pour le mouvement de la population non blanche dans certaines années de la période 1915-1922.

Mouvement de la population au Laos (en milliers)

Années	Naissances	Décès	Années	Naissances	Décès
1915	18	19	1920	40	34
1916	28	21	1922	37	36
1919	38	38			

(1) Y compris les militaires.

(2) C'était d'ailleurs l'opinion de M. H. Brenier, Voir *Essai d'Atlas Statistique*, Page 9.

Les nombres croissent fortement de 1915 à 1919, ce qui indique une évaluation déficitaire pour les années 1915 et 1916. De 1919 à 1922, ils se stabilisent autour de 38.000 pour les naissances et de 35.000 pour les décès. Si l'on prend la moyenne des trois dernières années, la proportion annuelle des naissances serait de 465 p. 10.000 habitants ; celle des décès de 433 p. 10.000 habitants. Il n'existe pas d'autres données permettant d'apprécier la valeur de ces statistiques et de ces coefficients.

Kouang-Tcheou-Wan - En 1921, la population totale a été évaluée à 207.000 personnes appartenant en presque totalité à la nationalité chinoise (206.700). La différence étant fournie par quelques Français (165) et Annamites. En 1906, on avait estimé à 177.000 le nombre total des habitants de la colonie. L'accroissement aurait donc été d'environ 2.000 unités par an.

Les statistiques des naissances et des dècès dans la population non blanche sont encore déficitaires et ne s'appliquent qu'à une fraction inconnue de la population (vraisemblablement le tiers). C'est pourquoi on ne les reproduira pas ici.

Résumé - L'Indochine française était peuplée en 1921, d'environ 19.100.000 habitants, dont 200.000 pour l'enclave de Kouang-Tcheou-Wan et approximativement 18.900.000 pour l'Indochine proprement dite. Le tableau de la page 3 fait connaître la densité kilométrique des différentes colonies qui la constituent. Si l'on se reporte à l'*Essai d'Atlas Statistique* de M. Brenier, on y trouvera une carte (1) faisant connaître le nombre des habitants par kilomètre carré pour les différents cercles d'après le recensement de 1911. Les conclusions qu'on en peut tirer demeurent encore valables. La densité kilométrique dépasse 200, et même parfois 300, dans les vallées et deltas des fleuves principaux (Fleuve Rouge de Hanoï jusqu'à la mer, Mékong de son embouchure jusqu'aux environs de Phnom-penh) et sur la majeure partie des côtes d'Annam jusqu'à une faible distance dans l'intérieur. Elle est comprise entre 50 et 200 habitants par kilomètre carré dans la partie nord orientale du Tonkin, entre Hanoi et la frontière de Chine, ainsi que dans le sud de la Cochinchine. Presque partout ailleurs elle est inférieure à 20.

(1) Carte n° III.

Les recensements (ou les évaluations, selon le cas) de 1921, ont fait connaitre l'importance des principaux groupes ethniques fixés en Indochine. Les résultats pour l'Indochine proprement dite (moins Kouang-Tchéou-Wan) en sont consignés dans le tableau ci-après, établi d'après la méthode suivie par M. Brenier dans ses évaluations de 1911.

Groupes ethniques en Indochine en 1921 (Nombres en milliers)

Groupes ethniques	Tonkin	Annam	Cochinchine	Cambodge	Laos	Indochine	Prop. p. 100
Annamites-Tonkinois	6,095	4,450	3,250	140	10	13,945	73,8
Cambodgiens	—	—	272	2,047	1	2,320	12,3
Thais et Muongs(1)	580	150	—	20	567	1,317	7,0
Chinois	35	10	215	90	5	355	1,9
Meos, Mans, Yaos	100	—	—	—	25	125	0,7
Malais, Chams	—	—	75	60	—	135	0,7
Européens	10	2	7	1	—	20	—
Indonésiens (2)	50	330	45	45	210	680	3,6
Totaux	6,870	4,942	3,864	2,403	818	18,897	100,0

(1) Mungs, Thos, Taïs, Muongs, Laotiens, (2) Khas, Moïs, Sauvages.

Les répartitions sont peu différentes en 1911, sauf en ce qui concerne les Annamites et les Cambodgiens. Ceci est la conséquence du recensement effectué en 1921 au Cambodge. Il a rectifié et sensiblement modifié les évaluations antérieures. Les Annamites forment donc les 3/4 de la population totale. Ils habitent les deltas riches, les frontières maritimes et constituent le facteur le plus intéressant de la colonie au point de vue économique. Les Khmers ou Cambodgiens (12 %) sont cantonnés dans le Cambodge et l'ouest de la Cochinchine. Les Thais ou Muong (7 %), de même race que les Siamois, habitent les basses vallées du Laos et entourent les Annamites au Tonkin. Les Indonésiens (3,6 %) sont des chasseurs et se rencontrent dans la montagne. Quant aux Chinois, s'ils ne forment que 2 % de la population, ils jouent un rôle excessivement important dans le commerce et l'industrie.

Pour plus des 3/4 (78 %), les habitants (Annamites et Thaïs) sont coufucianistes avec un mélange de Boudhisme et d'Animis-

me - 13 % sont Bouddhistes avec mélange d'animisme et de naturisme (Cambodgiens, Thaïs du Laos). Les Khas (3 %) sont naturistes on animistes. Enfin, on compte 6 % envìron de catholiques.

Cette population s'accroît certainement, malgré une mortalité trés forte. Il n'est pas possible de préciser exactement dans quelle proportion. D'après les statistiques fragmentaires recueillies, il semble bien que, dans l'ensemble du pays, la natalité doive atteindre et même peut-être dépasser 400 p. 10.000 habitants. La mortalité est vraisemblablement comprise entre 250 et 300 p. 10.000 habitants. L'accroissement naturel de la population se ferait donc au taux annuel minimum de 100 p. 10.000 habitants, ce qui donnerait un excédent annuel d'environ 200.000 naissances sur les décès pour le moins. La mortalité est encore trop forte surtout la mortalité infantile. L'administration française fait tous ses efforts pour abaisser la mortalité et développer l'Assistance médicale, par la formation de médecins indigénes, la création d'hôpitaux, de maternités, de dispensaires et de léproseries. La population se prête de plus en plus à l'action médicale, l'hygiène se développe dans les villes; et déjà on note une diminution du nombre des décès par maladies épidémiques. Voici, à titre d'exemple, certains résultats obtenus en Cochinchine. En 1922, le personnel médical y comprenait 35 docteurs français, 60 médecins auxiliaires indigènes sortant de l'Ecole de médecine de Hanoï et 242 sages-femmes indigénes instruites à Cholon. Chaque province possède un hôpital à son chef-lieu, des hôpitaux secondaires dans les centres urbains, des postes d'infirmerie et de sages-femmes dans la campagne, visités par le médecin-chef du service dans la province. Le nombre des consultants est passé de 125.000 à 315.000 de 1913 à 1922; celui des hospitalisés de 25.000 à 55.000. En 1922, 440.000 vaccinations antivarioliques, 73.000 anticholériques et 14.000 antipesteuses ont été effectuées (1). Le nombre des décès par choléra, peste et variole a été ramené de 4.550 en 1918 à 2.509 en 1921 et 1692 seulement en 1922. Le même effort se poursuit dans les autres parties de la colonie. Il ira partout en s'intensifiant et aménera une diminution sensible de la mortalité en Indochine comme on l'a déjà constaté pour les populations indigènes d'Algérie et de Tunisie.

---

(1) L'Assistance médicale en Cochinchine, en 1922 par A. Benoist (*Revue du Pacifique*, novembre 1923 p. 475-484).

XVI. Établissements de l'Inde

La dépendance de Pondichéry fut acquise en 1683 ; Chandernagor en 1688, Mahé en 1727; Karikal en 1739 et Yanaon en 1752. Le premier dénombrement de la population remonte au 1er janvier 1836. A cette date, la population totale des cinq établissements s'élevait à 167.700 habitants dont 1 millier d'Européens environ, 1.500 métis et 165.200 Hindous. On comptait 81.600 habitants dans la dépendance de Pondichéry, 31.200 dans celle de Chandernagor, 44.200 à Karikal, 3.400 à Mahé et 7.300 à Yanaon.

La population des établissements de l'Inde a régulièrement augmenté jusque dans la période 1876-1880. Elle est demeurée à peu près stationnaire de 1880 à 1890. Depuis elle n'a cessé de diminuer. De 280.000 habitants environ en 1876-1880, elle s'est abaissée à 266.200 seulement en 1921. (Pondichéry, 171.600; Chandernagor, 25.100; Karikal, 53,600; Mahé, 11.200; Yanaon, 4.700).

Dans le tableau ci-après, on a résumé le mouvement de cette population par périodes quinquennales depuis 1861. Les nombres des mariages, naissances et décès ne sont donnés qu'à titre d'indication. Ils sont certainement incomplets principalement pour les naissances « Des rapports reçus des dépendances il résulte que tous les cas de naissance ne sont pas déclarés à l'état-civil » (1).

Etablissements de l'Inde - Mouvement de la Population

Périodes quinquennales	Milliers d'habitants en moyenne	Nombre annuel moyen des			Proportion p. 10.000 habitants des		
		Mariages	Naissances	Décès	Nouveaux mariés	Naissances	Décès
1861-65	227,0	2,198	8,222	8,112	194	362	357
1866-70	258,9	2,275	7,977	7,299	176	308	282
1871-75	268,3	2,417	9.145	7,813	180	341	291
1876-80	280,4	2,083	8.457	10,096 (5)	149	302	360
1881-85	276,5	2,460	10,545	9,649	172	381	349
1886-89	279.2	2,185	10,354	9,403	157	371	337
1906-10	273,2 (1)	—	9,150	10,740	—	335	393
1911-13	270,5 (2)	—	—	10.443	—	—	386
1919-22(4)	264,0 (3)	—	9,412	10,722	—	357	406

(1) Moyenne des nombres fournis par les recensements de 1906 et 1911.
(2) en 1911; Hindous seulement
(3) en 1921 — (4) Hindous seulement
(5) Forte mortalité en 1877 - 1878.

(1) *Rapport sur la situation de la colonie en 1913* (« Journal Officiel de la Répnblique française », 27 Avril 1916, page 162).

L'examen des proportions, obtenues en rapportant les nombres des naissances et des décès au chiffre de la population dénombrée, montre également que l'enregistrement des actes de l'état-civil présente des défectuosités d'importance variable suivant la période considérée. Néanmoins, on peut en déduire que, dans les établissements de l'Inde, la natalité et la mortalité sont très élevées et voisines, l'une et l'autre, de 400 p. 10.000 habitants. La mortalité varie beaucoup d'une année à la suivante. Pour ne prendre qu'une période assez récente, le nombre des décès déclarés a diminué de 13.200 en 1907, à 10.400 en 1908, à 8,700 en 1910, pour remonter à 10.800 en 1912. Les années à mortalité élevée correspondent toujours à une recrudescence de choléra et de variole, qui entraînent de nombreux décès ou bien laissent les organismes en état de moindre résistance, proie facile pour une affection quelconque survenant par la suite. Ces maladies causent à elles deux 1/5 des décès. Dans la période 1911-13, sur un nombre annuel moyen de 10.443 décès, 1078 (soit 10,3 %) étaient dus au choléra et 967 (ou 9,3 %) à la variole.

Les mois les plus chauds (mai à Août) sont en général indemnes de choléra. Au contraire, novembre et décembre dans la saison fraiche et humide sont les mois les plus meurtriers. Les épidémies sont favorisées par l'état de malpropreté des habitations et l'inobservance des prescriptions hygièniques. La mortalité considérable par variole tient à la répugnance de la population hindoue pour la vaccination. Les 3/4 des habitants refusent de se faire vacciner, malgré la bonne volonté des médecins (1).

Le diagnostic des décès étant effectué par un agent de police ignorant la médecine, il est difficile d'accorder crédit aux statistiques des causes de décès, autres que la variole et le choléra. Néanmoins, il paraît que le paludisme, la diarrhée et la dysenterie, le parasitisme intestinal causent d'assez nombreux décès.

La dépendance la plus insalubre est Chandernagor, où, toute l'année, on observe le paludisme, la choléra et la dysenterie. Après Chandernagor, Pondichéry est la dépendance où la mortalité est la plus élevée, avec une forte proportion de décès dus à la variole. Karikal, et surtout Yanaon et Mahé, ont une mortalité moindre, Mahé étant la plus saine des dépendances.

---

(1) *Rapport sur la situation de la colonie en 1913.*

Les indigènes recherchent peu les médecins européens ou indigènes, ainsi que les sages-femmes. Ils préfèrent s'adresser aux médecins empiriques ou aux matrones, dont les mauvais soins déterminent une forte mortalité infantile (1).

XVII. Etablissements de l'Océanie

Au milieu de l'Océan Pacifique, dans un quadrilatère à peu près limité par les 10 ème et 25 ème degrés de latitude sud, les 130 ème et 160 ème degrés de longitude ouest, les établissements de l'Océanie comprennent plusieurs centaines d'îles, groupées sous les dénominations d'îles de la Société, Sous-le-Vent, Marquises, Gambier, Australes et Rapu. Leur superficie totale est de près de 4.000 kilomètres carrés. Mais le nombre des habitants n'atteint pas 32.000 pour l'ensemble des établissements soit environ 8 habitants au kilomètre carré. Etant donné la fertilité du sol et la salubrité du climat, la population paraît clairsemée. On trouvera dans le tableau ci-après les résultats des recensements (ou évaluations) des habitants de ces archipels à diverses époques.

Dates des recensement ou évaluations	Iles de la Société	Iles Sous le-Vent	Iles Touamotou	Iles Marquises	Iles Gambier	Iles Australes (1) et Rapu	Etablissements de l'Océanie
1921	13.572	6,920	3,715	2.300	1,512	2,955	30,974
1911	13,860	6 689	3,715	3,116	1,512	2,585	31,477
1906	13,666	5,872	3,828	3,424	1,533	2,651	30,974
1897	—	—	—	4.279	—	—	—
1889	11,178	5.583	—	5.054	—	—	—
1886	11,003	5,500	—	5.250	—	—	—
1881	10.808	7,270		5,776	—	—	—
1876	10.978	5,469	—	6,097	—	—	—
1865	13 847 (?)	8,000		10,000 (?)	—	—	—
1862	10,347	—	—	—	—	—	—
1856	—	—	—	12,500 (2)	—	—	—
1842	8,082	—	—	—	—	—	—
1838	—	—	—	20,000 (3)	—	—	—

(1) ou Toubouaï. — (2) D'après Jouan. — (3) D'apres le commandant de la Vénus.

(1) *Rapport sur la situation de la colonie en 1913.*

Dans les quinze dernières années, la population est demeurée stationnaire dans l'ensemble des Etablissements et dans les îles de la Société. Elle s'est légèrement accrue dans les îles Australes. Elle a diminué dans les îles Gambier, Touamotou et surtout dans l'archipel des Marquises, où le nombre des habitants a décru d'un tiers environ. La disparition progressive de la population indigène des îles Marquises est le fait marquant de la démographie des Etablissements français de l'Océanie. D'après le recensement de 1876 on y aurait compté près de 6.100 habitants ; et, suivant le commandant de la « Vénus », la population pouvait être estimée à près de 20.000 habitants en 1.838. « Les maladies qui déciment les indigènes sont la lèpre et la tuberculose. Cette dernière maladie tient le premier rang dans la mortalité. Les conseils donnés aux Marquisiens pour se préserver de cette affection sont peine perdue. Ils n'ont aucune espèce d'hygiène » (1). « La dépopulation s'accentue davantage d'année en année. - La lèpre, la tuberculose, les autres maladies s'y développent par la tendance des autochtones à l'ivrognerie, malgrè tous les moyens coercitifs employés » (2). Le nombre des décès l'emporte chaque année sur celui des naissances. En 1912, on a enregistré 175 décès et seulement 92 naissances.

Les autres colonies sont moins défavorisées. Aux îles Gambier, de 1897 à 1911, on a enregistré 245 naissances et 286 décès. Pour les autres archipels, notamment pour les îles de la Société, les statistiques complètes du mouvement de la population n'ont pas été publiées (3). Mais voici les résultats fournis par la commune de Papeete dans la période 1921-1923 (4).

Années	Naissances	Mort-nés	Décès au total	Décès d'enfants de moins de 10 ans
1921	214	16	119	55
1922	229	28	115	53
1923	223	21	126	57

(1) *Rapport sur la situation générale des Etablissements de l'Océanie*, Année 1912.

(2) *Rapport...* Année 1914.

(3) L'enregistrement des naissances et décès est obligatoire depuis 1852.

(4) Dr. Sasportas, de Papeete, (*Republique française*, 18 mai 1924).

Pour une population de 4.600 habitants, les taux annuels des naissances et des décès s'établiraient à 482 naissances et 261 décès pour 10.000 habitants. La mortalité s'accroîtrait (1). On est frappé par les proportions élevées des mort-nés (97 pour 1.000 naissances au total) et des décès d'enfants âgés de moins de 10 ans (46 p. 100). Elles sont dues à la diffusion de la syphilis extrêmement répandue dans la colonie, surtout à Tahiti où la moitié de la population en est atteinte. D'une façon générale, dans les établissements de l'Océanie, la courbe de mortalité atteint son maximum dans les deux premières années de la vie (Hérédosyphilis, hygiène défectueuse de l'enfance). Après quoi, la courbe s'abaisse pour demeurer à un niveau inferieur à celui de beaucoup de villes de France (2).

Aux Touamotou et dans les îles Australes, les indigènes sont plus vigoureux et moins sujets aux maladies que daus les autres archipels.

La dépopulation ne sévit fortement qu'aux Marquises. Quoique les résultats soient défavorables pour les Gambier et les Touamotou, l'ensemble des autres établissements a une population légèrement croissante pour l'instant. Le gouvernement français s'est vivement préoccupé de la menace de la disparition plus ou moins rapide de la race indigène dans une partie des Etablissements. Il a renforcé le nombre des médecins (3), créé une léproserie, des dispensaires anti-vénériens et antituberculeux, qui doivent amener une baisse de la mortinatalité et de la mortalité infantile.

On sait que le même mal régne aux îles Fiji. Les populations océaniennes semblent résister difficilement à l'introduction de procédés de vie radicalement différents de ceux qui étaient les leurs. On a remarqué que les métis constituaient une race plus vigoureuse et plus facilement assimilable. Aussi, dans certains milieux, a-t-on pensé pouvoir infuser une vitalité nouvelle aux indigènes en facilitant l'introduction de travailleurs jaunes et leur union avec les autochtones.

---

(1) *Rapport sur la situat. générale des Etab. de l'Océanie,* Année 1912.

(2) *Rapport...* Année 1911.

(3) Deux médecins ont été installés en 1923, dans chacun des groupes d'îlôts Nord et Sud. Une léproserie et une infirmerie fonctionnent. Un religeux cherche à faire disparaitre la pratique séculaire, qui rendait les femmes infécondes dès l'âge de onze ou douze ans... Enfin, l'immigration s'organise... Bientôt, arrivera un convoi de 300 Tonkinois, qui sera suivi d'autres. (La *Revue du Pacifique*, Mars 1925, page 313).

XVIII. Nouvelle-Calédonie

Comme la Guyane, la Nouvelle-Calédonie a été longtemps un lieu de déportation. Le premier convoi de condannés a débarqué, en 1864, à l'île Nou. Le nombre maximum des habitants appartenant à cette catégorie a été atteint en 1885. Depuis, il n'a cessé de diminuer : en 1921, on ne comptait plus, dans la colonie, que 2.310 condamnés, transportés et relégués. La Nouvelle-Calédonie peut être une colonie de peuplement. L'élément libre s'y est accru depuis la prise de possession, lentement sans doute, mais de façon régulière : il comprenait 14.300 habitants environ en 1921, y compris les fonctionnaires et la petite garnison d'une centaine d'hommes. Mais la population indigène diminue, aussi bien dans l'île principale que dans l'archipel des Loyautés. Vers 1865, on évaluait à 55.000 environ le nombre des autochtones ; il n'est plus que de 27.000 seulement en 1921. La population immigrée, (Japonais, Tonkinois, Néo-Hébridais, Javanais) est supérieure à 3.000 personnes. Elle a à peu près la même importance qu'en 1911.

Variations du nombre des habitants à la Nouvelle-Calédonie

Dates des recensements ou évaluations	Colons libres	Fonctionnaires Troupes Clergé	Condamnés Transportés Relégués	Total des Européens	Immigrés	Indigènes		Population totale
						Nouvelle Calédonie	Iles Loyautés	
1865	779	1.002	245	2.026	82	—	—	—
1870	1 273	1 043	2 302	4.618	1.176	40 000 (?)	13,334	59,128
1875	2 532	2.394	10.584	15.510	2.744	40.000 (?)	—	—
1881	3 166	3.391	9.334	15.891	2.693	—	—	—
1885	6.437	3,018	11,358	20.813	—	35 650		—
1906	—	—	—	22.759	2,713	30,414		—
1911	12.332		5 671	17.607	3.656	17 257	11.578	50 494 (a)
1921	14.293		2.310	16.603	3.611	16,272	10,906	47,392 (b)

(a) non compris 114 hommes d'équipage des navires dans les ports
(b) » » 113 » » » »

Dans les dix dernières années, l'élément libre a augmenté presque uniquement grâce à l'excédent des naissances (1). Au contraire, la population canaque diminue parce qu'elle possède

(1) *Journal officiel de la Nouvelle Caledonie*, 15 octobre 1921, page 719.

une mortalité élevée et une natalité faible. L'alcoolisme, la tuberculose et la lépre la ravagent, malgré la constitution de léproseries partielles. La mortalité des enfants ne serait pas trop élevée, si, tous les quatre ou cinq ans, ne survenait une épidémie de coqueluche, de rougeole ou de dysenterie, qui décime les enfants en bas âge. Les épidémies sont favorisées par l'architecture trop simple et antihygiénique des cases. Partout où l'on a pu faire adopter aux indigènes des habitations en torchis aérées, les épidémies ont été supprimées (tribus de Bourail et de Boreau) (1).

D'autre part, les femmes indigènes seraient peu prolifiques : les unions, qui se concluent quand l'épouse est en bas âge, sont mal assorties et les femmes donnent le sein deux ou trois ans à leurs enfants. L'infanticide des filles serait fréquent. Le grand fléau de la race canaque est la pratique, habituelle dans certaines régions, de l'avortement, les indigènes s'entendant pour cacher les sorciers et nier les pratiques dont ils connaissent la gravité. La décroissance moins rapide de la population indigéne au cours des dix dernières années tient principalement à l'attribution de primes à la natalité. Dans les tribus où on les a réparties, le nombre annuel moyen des naissances est remonté à 37 p. 1.000. Où les primes ne sont pas distribuées, la natalité, au contraire, a baissé (2). On essaie actuellement de rémédier à la diminution de la population indigène par l'immigration. Depuis le début de 1920, en cinq années, 3859 Annamites ont été amenés aux Nouvelles Hébrides et en Nouvelle-Calédonie, dont 2.149 en Nouvelle Calédonie. L'immigration a réussi parce qu'on a pris des familles entières au départ et qu'on ne les a pas isolées a l'arrivée (3).

XIX. **Conclusions**

Les notes précédentes montrent que la statistique démographique des colonies françaises est encore à son début.

Les dénombrements ont une base sérieuse dans les vieilles colonies l'Algérie-Tunisie, la Syrie, et dans deux provinces d'Indochine. Partout ailleurs, ce sont de simples évaluations basées le plus souvent sur les rôles d'impôts. Et l'on sait, depuis longtemps déjà, combien sont défectueuses des statistiques ainsi établies. D'autre

(1) *Rapport sur la situation de la Nouvelle-Calédonie* en 1910,
(2) *Rapport sur...* en 1911.
(3) Archimbaud, *La Revue du Pacifique*, mars 1925; page 201.

part, même dans les colonies où le bulletin individuel est utilisé pour les opérations du recensement, les statistiques dressées ou publiées sont rudimentaires. Elles se bornent, pour le mieux, à faire connaître la répartition, suivant le sexe et trois ou quatre groupes d'âge, des principales catégories de population. Mais, le plus souvent, en dehors de l'effectif total des habitants, et de l'importance approximative des principaux groupes ethniques, on ne connaît rien d'autre. Dans ces conditions, il n'est guère possible de se faire une idée, même approximative, de l'état de la population.

Le mouvement naturel de la population est encore moins bien déterminé. L'état civil n'existe que dans certaines colonies. On ne saurait s'en étonner étant donné l'état de civilisation des indigènes, l'étendue des territoires administrés, le petit nombre des fonctionnaires français ou indigènes. Même les évaluations connues sont parfois défectueuses. Il est vraisemblable que l'on attribue alors á la colonie tout entière des évaluatious faites pour certaines parties, plus ou moins importantes, de la colonie.

Des améliorations sont donc à réaliser. Elles devraient porter notamment sur les points ci-après :

1. Amélioration du mode de recueillement des statistiques.
2. Publication de toutes les statistiques recueillies, avec adjonction de notices explicatives faisant connaître leur mode d'établissement et les lacunes qu'elles peuvent présenter.

On doit souhaiter que l'administration française s'attache à l'amélioration des statistique démographiques des colonies, la connaissance des populations étant d'une grande importance pour les colonies comme pour la métropole.

BIBLIOGRAPHIE

En dehors des statistiques citées on a utilisé principalement les publications ci après :

A - Ouvrages officiels :

1. - *Notices statistiques sur les colonies françaises* (publiées annuellement par le Ministère de la Marine de 1835 à 1840).
2. - *Tableaux et relevés de population* (publiés annuellement par le Ministère de la Marine de 1839 à 1881).

3. - *Statistiques coloniales* (publiées annuellement par le Ministére de la Marine et des Colonies de 1882 à 1887, le Ministére du Commerce et des Colonies de 1888 à 1892).

Depuis 1889, les Statistiques coloniales ne font plus connaître le mouvement de la population dans les colonies. Trois volumes ont été publiés en 1906, 1911 et 1921. Ils fournissent simplement la population recensée ou évaluée à ces dates, dans les colonies, ainsi que certaines statistiques sur les mariages, naissances et décès de certaines catégories d' habitants en 1906 et 1911.

4. - *Rapports sur la situation de certaines colonies* (publiés au « Journal Officiel »).
5. *Statistique Générale de l'Algérie.* Années 1901 à 1921.
6. - *Tableau général des communes de l'Algérie* (Années 1906, 1911, 1921).
7. - *Statistique Générale de la Tunisie* (Années 1907 à 1923).
8. - *Exposé de la situation générale de la Tunisie* (Années 1907 à 1923).
9. - *Dénombrement de la Tunisie* (Années 1911 et 1921).
10. - *Annuaire économique et financier du Maroc* (Années 1916 à 1922).
11. *Rapport sur l'administration sous mandat du Togo* (Année 1921 à 1923).
12. - *Rapport sur l'administration sous mandat du Cameroun* (Années 1921 à 1922).
13. Pour la période qui s' étend de 1915 à nos jours, on a utilisé certains tableaux manuscrits établis dans les colonies et obligeamment communiqués par l'Agence Générale des Colonies.

B - Ouvrages privés:

V. Demontès, *Le Peuple algérien* (Alger, 1906).

V. Demontès *L' Algérie économique* (Tome II. *Les populations*). Alger, 1923.

H. Bunle, *Démographie de l'Afrique française du Nord au début du 20 éme siécle* (« Journal de la Société de Statistique de Paris », Août à Octobre 1924).

Pubblicazioni ricevute — Publications reçues

Publications received — Erhaltene Veröffentlichungen

PERIODICI - PÉRIODIQUES - PERIODICALS - ZEITSCHRIFTEN

Annali dei Lavori Pubblici, Pubblicazione Mensile. Gennaio, 1924.

Bollettino dell'Associazione dell'Industria Laniera Italiana, Anno 37, n. 8-12; Anno 38, n. 1-9. Agosto 1923 - Settembre 1924.

Bollettino dell'Associazione Italiana delle Industrie dello Zucchero e dell'Alcool. Anno XVI, n. 2-12; Anno XVII, n. 1-50. Maggio 1923 - Agosto 1924.

Bollettino della Camera di Commercio e Industria di Ancona, Anno XIV, n. 3-12; Anno XV, n. 1-8, Marzo 1923 - Agosto 1924.

Bollettino della Federazione Industriale Biellese. Anno V, n.n. 5, 7, 8, 11, 12, 13; Anno VI, n. 1-9.

Bollettino della Federazione Mineraria Italiana. Anno V, n. 3; Anno VI, n. 3-4. Maggio 1923 - Luglio 1924.

Bollettino Italiano dell'Ufficio Internaz. del Lavoro. (U.I.L.). Anno III, n. 17-33. Maggio - Ottobre 1924.

Bollettino di notizie economiche. (ASSOCIAZIONE FRA LE SOCIETÀ ITALIANE PER AZIONI - CONFEDERAZIONE GENERALE DELL'INDUSTRIA ITALIANA). Anno VII. Serie Seconda, n. 6-12; Anno VIII n. 1-12; Anno IX, n. 1-8. Giugno 1922 - Agosto 1924.

Bollettino mensile della Società delle Nazioni. Vol. III, n. 4-12; Vol. 4, n. 1-7. Aprile 1923 - Agosto 1924.

Bollettino mensile dell'Università Popolare di Padova. Dicembre 1923 - Agosto 1924.

Bollettino mensile dei conti degli Istituti di Emissione e delle Aziende annesse. Anno XXIX, n. 2-11; Anno XXX, n. 2-6. Febbraio 1923 - Giugno 1924.

Bollettino della Emigrazione (Commissariato Generale dell'Emigrazione). Anno XXII n. 4-12; Anno XXIII, n. 1-8. Aprile 1923 Agosto 1924.

Città di Milano - Bollettino municipale di cronaca amministrativa e statistica. Anno XXXIX, n. 4-12; Anno XL, n. 1-8. Aprile 1923 - Agosto 1924.

Città di Torino - Bollettino mensile dell' Ufficio del lavoro e della statistica. Anno III, n. 3-12; Anno IV, n. 1-5. Marzo 1923 Maggio 1924.

Città di Venezia - Rivista mensile. Anno II, n. 4-12; Anno III, n. 1-6; Aprile 1923 - Giugno 1924.

Club Alpino Italiano, Rivista mensile. Anno XLII, n. 4. Anno XLIII, n. 8. Aprile 1923 - Settembre 1924.

Club Alpino Italiano, Bollettino mensile. (Sezione di Padova). Anno IV, n. 6. Anno V, n. 9. Giugno 1923 - Settembre 1924.

Comenti. Agosto - Dicembre 1923. Roma - Napoli 1923.

Comune di Alessandria - Bollettino di Statistica. Anno 48, n. 1-12; Anno 49, n. 1-12. Gennaio 1922 - Dicembre 1923.

Comune di Firenze - Bollettino Statistico. Anno IV (1923) Mesi da Gennaio a Giugno 1923.

Comune di Firenze - Indagine mensile sul costo della vita. Aprile 1923 - Giugno 1924.

Comune di Padova - Bollettino Statistico. Serie III, Anno 15 n. 1-3. Gennaio - Settembre 1923.

Comune di Ravenna - Bollettino Amministrativo-Statistico. Anno XXIII, n. 1-9. Gennaio-Settembre 1923.

Comune di Trieste - Bollettino dell' Ufficio del Lavoro e della Statistica. Anno XLVII. n. 5; Anno XLVIII, n. 1-5; Anno IL n. 1. Agosto 1923 - Agosto 1924.

Comune di Trieste - Indice per il costo della vita a Trieste. Mesi da Aprile 1923 a Luglio 1924.

Difesa Sociale (Istituto d'Igiene, Previdenza ed Assistenza Sociale). Anno II, n. 5-12; Anno III, n. 1-8. Maggio 1923 - Agosto 1924.

Echi e Commenti. Anno 1923, n.n. 5, 6, 7, 8, 9, 15, 16, 21, 22, 23, 24, 25, 26, 27, 28, 29, 30, 31, 32, 33, 34, 35; Anno 1924, n. 1-25. Febbraio 1923 - Settembre 1924.

Economia. Anno I, n. 1-7. Anno II, n.n. 2, 6, 7, 8. Giugno 1923 - Agosto 1924.

Giornale della Reale Società Italiana d'Igiene. Anno XLVI, n. 1-4; Febbraio - Agosto 1924. Milano 1924.

Giornale degli Economisti e Rivista di Statistica. Anno XXXIV n.n. 5, 7, 9, 10, 11, 12; Anno XXXV, n.n. 3, 5, 6, 7, 8, 9. Maggio 1923 - Settembre 1924.

Giornale di Matematica Finanziaria. Vol. V, n. 2-5; Vol. VI, n. 1; Aprile 1923 - Febbraio 1924.

Giurisprudenza del Lavoro (già Notiziario del Lavoro). Consorzio Lombardo fra Industriali Meccanici e Metalurgici). Anno II, fasc. 4-12; Anno III, fasc. 1-7. Aprile 1923 - Luglio 1924; e indice dell'anno II (1923).

Giornale di Medicina Militare (Ministero della Guerra) Anno 1923, fasc. 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12; Anno 1924 fasc. 1-6. Giugno 1923 - Giugno 1924.

Il Contribuente Italiano. Anno III, fasc. 6-9. Giugno - Settem. 1921.

Il Giornale Economico. Anno I, n. 9-24; Anno II, n. 1-14. Maggio 1923 - Luglio 1924.

Il Vomere. Marsala, settembre 1923.

Italia Letteraria. Anno I, n.n. 1, 3, 4, 5; Anno II, n. 1-6.

Il nuovo Patto. Anno 1923, n. 1-9. Gennaio - Settembre 1923.

L' Alpino. Anno VI, n.n. 2, 14, 15, 16.

L' Impresa Elettrica. Anno XXV, n. 7-12: Anno XXVI, n. 1-8. Luglio 1923 - Agosto 1924.

L' Organizzazione Industriale. Anno III, n.n. 12, 16, 17, 18, 19, 20, 23, 24; Anno IV, n. 1-16.

La Riforma sociale. Vol. XXXIV, n. 7-12; Vol. XXXV, n. 1-8. Luglio 1923 - Agosto 1924.

La Stirpe. (Rivista delle Corporazioni Fasciste). Anno 2, n. 6-9. Roma, 1924.

La Vita Italiana. Anno XI (1923) Settembre - Dicembre; Anno XII (1924) Gennaio - Settembre.

La Società per Azioni. (Rivista Quindicinale) Anno XIII, n. 15-16.

L' Economista. Vol. LIV, n. 2560-2591; Vol. LV, n. 2592-2620. Maggio 1923 - Agosto 1924.

L' Italia che scrive. Anno VI, n. 7-12; Anno VII, n. 1-9. Luglio 1923 - Settembre 1924.

Ministero delle Finanze. (Direzione Generale del Demanio e delle Tasse) Bollettino Ufficiale. Anno 1923, n. 5-22. Maggio - Dicembre 1923.

Ministero delle Finanze. (Direzione Generale delle Dogane). Bollettino delle controversie sulla qualificazione doganale delle merci. n. 1-7 (con indice).

Ministero delle Finanze. (Direzione Generale delle Dogane) Statistica del Commercio Speciale d' Importazione ed Esportazione. Anno 1923 completo; Anno 1924 Gennaio - Giugno.

Ministero delle Finanze. (Direzione Generale delle Dogane e Imposte Indirette). Bollettino di Legislazione e Statistica Doganale e Commerciale. Aprile - Dicembre 1923; Gennaio - Giugno 1924.

Ministero delle Finanze. (Direzione Generale delle Dogane e Imposte Indirette) Bollettino Ufficiale. Anno 1923, n. 71-184; Anno 1924, n. 1-109. Aprile 1923 - Luglio 1924.

Ministero delle Finanze. (Direzione Generale del Bollo, delle Concessioni Governative e del Registro e delle Ipoteche). Bollettino Ufficiale Anno 1922 n. 14; Anno 1923, n. 3-4.

Ministero delle Finanze. Legislazione e Disposizioni Ufficiali. Vol. LIV (1924) n. 1-7 e supplementi, n. 1-3. Gennaio - Luglio 1924.

Ministero delle Finanze. Bollettino di Statistica e di Legislazione Comparata. Anno XXI, fasc. 2-4. Anno XXII, fasc. 2.

Notiziario Economico della Cirenaica. Anno I, n. 1-3. Aprile - Giugno 1924.

Notizie periodiche di Statistica Agraria. (Ministero per l'Agricoltura). Anno XIII, fasc. 7-12; Anno XIV, fasc. 1-8. Gennaio 1923 - Marzo 1924.

Numeri indici dei prezzi all'ingrosso della Camera di Commercio di Milano. Giugno 1923 - Agosto 1924.

Opera Bonomelli. Rivista mensile. Anno III, n. 5-12; Anno IV, n. 1-8. Maggio 1923 - Agosto 1924.

Problemi Italiani. Fasc. 11-24. Giugno - Dicembre 1923.

Rassegna della Previdenza Sociale. Anno X, n. 6-12; Anno XI, n. 1-9. Giugno 1923 - Settembre 1924.

Rassegna di Studi Sessuali. Anno IV, n.n. 1, 2, 4.

Rassegna di Diritto e Economia. Anno II, n. 7-8; Luglio - Agosto 1924.

Rivista della R. Guardia di Finanza. Anno II, n. 3.

Rivista di Filosofia. Anno 15, n. 1. Gennaio - Febbraio 1924.

Rivista Bancaria. (Associazione Bancaria Italiana). Anno IV, n. 6-11; Anno V, n. 1, 6, 7, 8, 9. Giugno 1923 - Settembre 1924.

Rivista del Diritto Commerciale e del Diritto generale delle Obbligazioni. Anno XXI, n. 4-12; Anno XXII, n. 1-6. Aprile 1923 - Giugno 1924.

Rivista della Cooperazione. Anno III, n. 7-9, 11-12; Anno IV, n. 1-6, 8-9. Luglio 1923 - Settembre 1924.

Rivista della Tripolitania. Anno I, n. 1-2. Luglio - Ottobre 1924.

Rivista Pedagogica. Anno XVI, fasc. 8. Ottobre 1923.

Rivista di Politica Economica. Anno XIII, n. 5-12; Anno XIV, n. 1-8. Maggio 1923 - Agosto 1924.

Rivista di Diritto Agrario. Anno II, n. 2-4; Anno III, n. 1-2. Giugno 1923 - Giugno 1924.

Rivista di Sociologia Hallesista. N. 4-5. Aprile - Maggio 1923.

Rivista Internazionale di Scienze Sociali e Discipline Ausiliarie. Anno 1923, fasc. Giugno - Dicembre; Anno 1924, fasc. Gennaio - Settembre 1924.

Rivista Internazionale delle Istituzioni Economiche e Sociali. Anno I, n. 2-4. Anno II, n. 1. Aprile 1923 - Marzo 1924.

Rivista mensile di Statistica. (Comune di Roma - Ufficio di Stato Civile e di Statistica). Anno VII, n. 1-3. Genn. - Marzo 1924.

Scientia. Anno XVII, n. 6-12; Anno XVIII, n.n. 1, 2, 4, 5, 6, 7, 9, 10. Giugno 1923 - Ottobre 1924.

Statistica dei Fallimenti. (Camera di Commercio e Industria di Milano). Anno II, n. 10-15; Anno III, n. 1-8. Luglio 1923 - Settembre 1924.

Studi Senesi nel Circolo Giuridico della R. Università. Vol. XIII, Serie II, fasc. n. 1-2.

Ufficio di Stato Civile e Statistica del Comune di Roma - Bollettino mensile di Statistica. Anno VI, n. 2-12. Febbraio - Dicembre 1923.

* * *

Annales d'Eugénique. IV° année, n. 2 septembre 1924.

Bulletin de la Statistique générale de la France et du Service d'observation des Prix. Tome XII, fasc. 3. Tome XIII, fasc. 2-4.

Bulletin de la Statistique générale de la France ed du Service d'observation des Prix - Suplement mensuel. Mois: octobre 1923 - septembre 1924.

Bulletin Officiel. (Bureau International du Travail). Vol. VIII, n. 17 26; Vol. IX, n. 1-2.

Bulletin Officiel. Vol. I (april 1919 - août 1920) relié.

Informations sociales. (Bureau International du Travail). Vol. VIII, n. 6 à 13; Vol, IX, n. 1 à 13; Vol. X, n. 1 à 13; Vol. XI, n. 1 à 10.

Institut International de Statistique (Bulletin mensuel de l'Office Permanent de l'Institut International de Statistique). Année 1924; mois avril - août.

Institut International du Commerce (Recueil Mensuel de l'). Tome VI, n. 1; 20 septembre 1924.

Journal de la Société de Statistique de Paris. 64° année, n. 5 à 12; 65° année, n. 1 à 9 (mai 1923 - Septembre 1924)

Le Moniteur des Assurances. Tome LV, n, 656 à 663; Tome LVI, n. 664 à 672 (mai 1923 septembre 1924).

Le musée Social. 30° année n. 5 à 12; 31° année n. 1 à 9 (mai 1923 - septembre 1924).

République Tchécoslovaque - Commerce Exterieur de la République Tchécoslovaque. Année 1923, n. 3 à 12; année 1924, n. 1 à 6 (mars 1923 - juin 1924).

République Tchécoslovaque - Rapports sur les Prix. Année 1923, n. 4 à 13; Année 1924, n. 1 à 20.

République Tchécoslovaque - Rapports de l'Office de Statistique de la République. Année 1923, n. 13 à 54; Année 1924, n. 1 à 35.

Revue Bibliographique. Année 1919, complète.

Revue d'Eugénique (Institut Solvay). Tome I, n. 1 à 3; Tome II 1 à 3 (juillet 1923 - mai 1924).

Revue de la Société Hongroise de statistique. I^e^ année, n. 1 a 4; 2^e^ année, n. 1 (mars 1923 - mars 1924).

Revue économique francaise. (Société de Géographie Commerciale de Paris). Tome XLV, n. 2 à 6.

Revue Internationale du Travail. (Bureau International du Travail) Vol. VI, n. 5 à 13; Vol. VII, n. 1 à 13; Vol. VIII, n. 2 à 6; Vol. IX, n. 1 à 6; Vol. X, n. 1, 2; (juillet 1923 - août 1924).

Revue Mensuelle de Statistique. (Officie de Statistique Central de la République Polonaise). Tome V. fasc. 12; Tome VI, fasc. 1 à 12.

Revue trimestrielle de Statistique. (Officie Central de Statistique de la République Polonaise). Tome I, fasc. 1. Année 1924; Varsovie, 1924.

Royaume de la Belgique — Bulletin Trimestriel publié par le Bureau de la Statistique Générale. 9^e^ année, n. 34 à 10^e^ année n. 38 (septembre 1923 - juin 1324).

Royaume de la Belgique — Ministére de l'Agriculture et des Travaux publics. Bulletin n.n. 11, 13, 14, 15, 16, 17, 18, 19, 20.

Royaume de la Bulgarie. (Bulletin Mensuel de Statistique). XII année, n. 1-12; XIII année n. 1-8.

Société des Nations. (Bulletin Mensuel de Statistique). 4^e^ année n. 3 à 12; 5^e^ année, n. 1 à 8 (mars 1923 - août 1924).

Société de Banque Suisse. (Bulletin mensuel). Année 1923, n. 6 à 12; Année 1924, n.n. 1, 2, 5, 6, 7, 8, 9 (juin 1923 - septembre 1924).

Statistique du Travail. (Publiée par l'Officie de Statistique de la République Polonaise). Année II, n. 1 à 12.

Vox Populorum. 31 juillet, 31 août 1923. Tourin 1923.

* * *

Bank of Finland. (Monthly Bulletin). Year 1923, from n. 4 to n. 12; Year 1924 from n. 1 to n. 8 (april 1923 to august 1924).

Bulletin of the National Wool Association. Vol. 53 from n. 1 to n. 3; and — **Annual wool Rewiew.** year 1923.

Bureau of Labour Statistics. from n. 320 to n. 348 (december 1922. to june 1923).

Commerce Reports. (Daily Consular and Trade Reports issued by the Bureau of Foreign and Domestic Commerce-Departement of Commerce). Year 1922 from n. 40 to n. 52. Year 1923, from n. 1 to n. 53. Year 1924 from n. 1 to n. 18.

Commerce Reports. (Supplements to Commerce Reports) Published by the Departement of Commerce: Year 1921 from n. 17 to n. 44. Year 1922 from n. 1 to n. 53.

Dominions of New Zeland — Montly Abstract of Statistics. Vol. from n. 3 to n. 12; Vol. II, from n. 1 to n. 7.

Ecology. Vol. 4 n.n. 1, 2, 3; Vol. 5 from n. 1 to n. 3.

Economica. Year 1923 n.n. 8, 9; Year 1924 n.n. 10, 11.

Harvard Business Review. Vol. I n. 4; Vol. 2 n. 1.

Journal of Social Hygiene. Vol. IX from n. 5 to n. 9; Vol. X n. 1.

Journal of the Royal Statistical Society. Vol. 86 parts 3, 4; Vol. 87. from part 1, to part 4.

Journal of the American Statistical Association. n. 142, june 1923.

Labour Gazette. (Published by the Gouvernement of Bombay). Vol. 3 from n. 3, to n. 5.

Monthly Summary of Foreign Commerce of the United States. (Departement of Commerce parts I and II) from august 1922 to februar 1924).

Monthly Labour Rewiev. (U. S. A. Departement of Labour-Bureau Statistics). Vol. XV from n. 4 to n. 6; Vol. XVI from n. 1 to n. 6; Vol. XVII from n. 1 to n. 6; Vol. XVIII from n. 1 to n. 4. Index Vol. XVI.

Monthly Vital Statistics Rewiev. (New-York State Departement of Health). Vol. IV from n. 1 to n. 12, vith supplement to n. 12; Vol. V, from n. 1 to n. 5.

Political Scienee Quarterly. Vol. 38, n.n. 2, 4; Vol. 39, n.n, 1, 2.

Proceedings of the Casualty Actuarial Society. Vol. X, n.n. 20, 21; Year Book 1924.

Quarterly Return of Marriages, Births and Deaths registered in England and Wales. From n. 297 to n. 302.

Statistical Bulletin. (Issued by the «Metropolitan Life Insurance Company»). Vol. IV from n. 4 to n. 12; Vol. V, from n. 1 to n. 8.

The American Economic Review. Vol. XIII n. 2; Vol. XIV from n. 1 to n. 3 with. Supplements to n. 1 and 2.

The American Issue. Vol. XXXI from n. 18 to n. 21; Vol. IV from n. 6 to n. 8.

The Economic Journal. Vol. XXXIV n.n. 133, 134.

The Eugenics Review. Vol. XV from n. 2 to n. 4; Vol. XV n.n. 1, 2.

The Guaranty News. (Published by The Guaranty Club for Employes of the Guaranty Trust Company of New York) from n. 3 vol. XII to n. 2 vol XII (october 1923 to april 1924).

The Indian Journal of Economics. from Vol. I part I to Vol. IV par 3.

The Industrial Bulletin. Vol. 2 from n. 6 to n. 9; Vol. 3 from n. 1 to n. 11.

The Journal of Political Economy. Vol. XXXI from n. 3 to n. 6; Vol. XXXII n. 1, 4.

The Journal of Roman Studies. Vol. XII part I (1922).

The Junior Red Cross Monthly. year IV, n. 8.

The Quarterly Journal of Economics. Vol. XXXVIII n. 1, 4.

The Review of Economic Statistics. Vol. V from n. 2 to n. 4; Vol. VI from n. 1 to n. 3.

United States of America-Departement of Commerce. (MONTHLY SUPPLEMENT TO COMMERCE REPORT) Year 1922 from n. 9 to n. 15; Year 1923 from n. 20 to n. 27.

United States of America - Departement of Commerce Bureau of the Census. Birth Statistics for the years 1915, 1916, 1917, 1918, 1919, 1920, 1921.

United States of America-Departement of Agricultnre. (DEPARTEMENT CIRCULAR) n.n. 261, 307. (DEPARTEMENT BULLETIN) n.n. 1133, 1196, 1209. (FARMERS' BULLETIN) n.n. 1289, 1383.

Weather Crops and Markets. (UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICOLTURE) Year 1923 Vol. 131 from n. 16 to n. 26; Vol. IV from. n. 1 to n. 26 with 8 supplements; Year 1924 Vol. 1 from. n. 1 to n. 26; Vol. II from. n. 1 to n. 10.

* * *

Allgemeines Statistisches Archiv. Band 13 Heft 4; Band 14 Heft 1-3.

Archiv für Rassen u. Gesellschafts Biologie. 15 Band Heft 1 und 4.

Archiv für Soziale Hygiene und Demographie. 15 Band, Heft 1-4.

Deutsches Statistisches Zentralblatt. 15 Jahrgang 3, 4, 5, 6,

Monatliche Nachweise über den Auswärtigen Handel Deutschlands. (STATISTISCHEN REICHSAMT) Marz 1923 bis Dezember 1923; Januar 1924 bis August 1924.

Kölner Vierteljarschefte für Soziologie. 3 Jahrgang, Heft 1, 4; 4 Jahrg. Heft 1, 2.

Statistisches Handbuch. III und IV Jahrgang.

Statistisches Nachrichten. 1 Jahrgang Heft 1, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9. II Jahrgang Heft 1-9. (Januar 1923 bis Dezember 1923; Januar 1924 bis April 1924).

Weltwirtschaftliches Archiv. 19 Band, Heft 3, 4; 20 Band, Heft 1, 3.

Wirtschaftsdienst. (WELTWIRTSCHAFTLICHE NACHRICHTEN) 8 Jahrgang n. 1, 38 (januar 1924 bis september 1924).

Zeitschrift für schweizerische Statistik und Volkswirtschaft. 59 Jahrgang Heft 2, 4; 60 Jahrgang Heft 1 und 2).

Zeitschrift für Volkswirtschaft und Sozialpolitik. III Band Heft 7, 12; IV Band Heft 1, 6.

Zeitschrift des Preussichen Landes. 1922 - 1-4 Abteilung; 1923 - 1-4 bis Abteilung; 1924 - 1 Abteilung.

Zeitschrift des Sächsischen Statistischen Landesamtes. 68 und 69 Jahrgang (1922 und 1923). Dresden.

* * *

Meddelanden Från Lunds Astronomiska Observatorinm. Serie II n. 29, 30, 31 (Kungl. Fysiografiska Sällskapets Handlingar). Lund.

Den Nordiske Race. (WINDEREN LABORATORIUM, v. KRISTIANIA) 1922 n. 182.

Det Nye Nord. 5 Aargang nr. 11, november 1923.

* * *

Hagshýrslur Ísland. Innfluttar og Útfluttar Vörur 1-3. Ársfjordugsyfirlit. 1921.

* * *

Eesti Statistika Kuukiri. 1922 n. 5 a 1924 n. 9.

* * *

Norges Offisielle Statistikk Manedsopgavęr over Vareomsetuingen med utlandet. (STATISTISKE CENTRALBYRÅ), Mai - Desember 1922; Januar - Desember 1923; Januar, Mars, April, Mai, Juni, Juli 1924.

Norges Offisielle Statistikk, Meddeleleer fra det Statistiske Centralbyrå. 40de Bind n. 2-12, (1922); 41de Bind n. 1-12 (1923); 42de Bind n. 1-9 (1924).

Nordisk Statistisk Tidskrift. 1922 Band I Häfte 30 - 1923 Band 2 Häft 2.

Scandinavisk Aktuariediskrift. 1922 Häfte 3-4 - 1923 Häfte 4.

* * *

Maandbericht van Het Bureau van Statistiek der Gemeende Amsterdam. 18e Jaargang Afl. 4-12; 19e Jaargang Afl. 1-8.

* * *

Ceskoslovenský Statistický Vestník. (Státní Úrad Statistický) Rocník III, Sesit 8-10; Rocník IV, Sesit 1-10; Rocník V, Sesit 1-11.

* * *

Statistický Predel Zahranicního Obchod Republiky Ceskoslovenské. 1923 n.n. 1-12; 1924 n.n. 1-7.

* * *

Boletin de Estadistica. (Dirección General del Istituto Geografico y Estadistico). Serie A n. 1 Informe n. 3; Serie C n. 2 Informe n. 1, 4, 5, 8, 9, 10; Serie E n. 1; Serie F n. 1 Informe n. 2, 6, 7.

Boletin de la Dirección General de Estadistica de la Provincia de Buenos Ayres. Anno XXV n. 223, 224. La Plata 1924.

Boletin Hebdomadario de Estadistica Demografo-Sanitaria (Estado de S. Paulo, Brasil) Anno 21 n. 2 a 8 gennaio-febbraio 1924.

El Comercio Exterior Argentino. Boletin n. 189 a 191.

Revista de Ciencias Economicas. Tomo XX n. 20, 21, 22, 23, 27, 28; Tomo XXI 25, 26, 27, 28; Tomo XXII n. 32, 33, 34.

Revista de Economia Argentina. Tomo XI n. 57, 60, 61, 62, 63, 64, 65; Tomo XII dal n. 67 al n. 73.

LIBRI ANNUARI, OPUSCOLI, ESTRATTI, ECC.

LIVRES, ANNUAIRES, BROCHURES, EXTRAITS, ETC.

BOOKS, YEARBOOKS, PAMPHLETS, REPRINTS, ETC.

BÜCHER, JAHRBÜCHER, BROSCHÜREN, SEPARATABDRÜCKE, USW.

G. ALESSIO

Ulteriori studi sulla toeria del reddito nazionale, « Reale Accademia dei Lincei, Anno 1923 », Roma, 1923.

Contro la riforma elettorale e dichiarazioni per fatto personale, Roma, 1923.

E. ALFIERI, *La sterilità nella donna secondo le moderne vedute.* (Estratto dagli « Atti della Società Italiana di Ostetricia e Ginecologia », Pavia, XXII Congresso, 1923).

L. AMOROSO, *Lezioni di Matematica Finanziaria,* Vol. 2°, Napoli, 1923.

O. ANDERSON *Über ein neues verfahren bei anwveduny der « Variate Difference » Metode* (Reprinted from « Biometrika » Vol. XV parte I and 2, August 1923).

A. ANDREADÈS, *Grèce et Italie,* (Extrait de la « Revue de Genève »), Genève, 1923.

ANNUAIRE DU COMMERCE CATÈRIENSE DE LA RÈPUBLIQUE POLONAISE, *Années 1922 et 1923,* Varsavia, 1924.

ANNUAIRE STATISTIQUE DE LA BELGIQUE ET DU CONGO BELGA 1920-1921, Bruxelles, 1923.

du Royaume de Bulgarie 1913-1922, Sofia, 1924.

de la Finlandie, Annees de 1892 a 1897; *de 1899 à 1901 et de 1903 à 1923*, Vol. 30.

de la Lettonia, Années 1922 et 1923, Riga, 1923, et 1924.

de la Norvège, Annees 1922 et 1923, Kristiania, 1923 et 1924.

de la Republique Polonaise. II Année 1923, Varsavia, 1924.

des Républiques des Soviets: 1913-14, livraisons I et II; 1918-20 livraisons I et II; 1921 livraisons I et II.

de la Suède 10 et 11 Années, 1923 et 1924.

Annuario del R. Istituto di Scienze Economiche e Commerciali di Venezia per l'anno accademico 1922-1923, Venezia, 1923.
Idem Anno Accademico 1923-24, Venezia, 1924.

Annuario del R. Istituto di Scienze Economiche e Commerciali di Genova per l'anno accademico 1922-1923, Genova 1923.

Annuario della R. Università degli Studi di Padova per l'anno accademico 1922-1923, Padova, 1923.

Anuario estadistico de la republica oriental del Uruguay, Ano 1920, Montevideo, 1922.

Espana, Ano VIII 1921-22, Madrid, 1923.

Atti e Memorie della R. Accademia di Scienze, Lettere ed Arti in Padova. *Nuova Serie Vol. XXXIX, Dispense 1-4*, Vol. XL Dispense 6-2, Padova 1923, 1924.

Atti del Reale Istituto Veneto di Scienze, Lettere ed Arti, *Tomo Settimo, Dispense 4-10*; *Tomo Ottavo, Dispense 1-4*, Venezia, 1923.

Atti della Società Medico-Chirurgica di Padova, *Anno I N. 3*, Padova.

Atti della Società Italiana per il progresso delle Scienze. Dodicesima riunione Catania, Aprile 1923. Parte I. Resoconto del Congresso. Discorsi Generali. Roma, 1924.

Mario Bachi

La Micidialità dei tentativi di suicidio. (Estratto dal « Giornale degli Economisti e Rivista di Statistica », Maggio 1924).

Il suicidio oggi e cinquanta anni or sono, Estratto da « l'Economista », n. 2560-61-62, 27 Maggio, 3-10 giugno 1913).

Riccardo Bachi. *Variazioni di quantità e di prezzo negli scambi commerciali fra l'Italia e l'Estero*, Luglio 1921, Dicembre 1923. (Estratto dalla « Rivista Bancaria », (Giugno 1924) Milano, 1924.

Associazione fra esercenti imprese elettriche, *Relazione del Consiglio Direttivo*, Roma, 1923.

E. Bajla, *Il sesso nella natalità e nella mortalità di Milano prima e dopo la guerra.* (Estratto dal « Bollettino dell'ordine dei medici della provincia di Milano », Marzo, 1923), Milano, Tipografia Antonio Cardami, 1923.

G. Balella

Gli organi di Conciliazione e Giurisdizionali nelle vertenze collettive tra capitale e lavoro, Parte I; Roma, 1923.

Controllo sulle Aziende e Consigli di Fabbrica all'estero. Roma, 1923.

Il Contratto collettivo di lavoro. Cenni di Legislazione comparata, Roma 1924.

L'Assicurazione contro le malattie. (Relazione presentata al Congresso Nazionale Industriale per le Assicurazioni Sociali e l'insegnamento professionale). Roma, 1923.

Note sul coordinamento delle Assicurazioni Sociali, Roma, 1923.

Banca (La) Popolare di Asolo, Novembre 1873-Novembre 1923.

J. A. Barbora Carneiro, *Le recensement démographique et économique du Brésil au I septembre 1920,* Bruxelles, M. Weimenbrunk, 1923.

F. Bernis, *Conseguencias economicas de la Guerra,* Madrid, 1923.

M. Bartoli, *Nomi e confini delle tre Venezie,* (Estratto dalla Rivista « Le Nuove Provincie », Anno 2, N. 1-3, Roma, 1923).

G. Battaglini, *Introduzione allo studio del Diritto Penale.* (Pubblicazioni della « Università Cattolica del Sacro Cuore » Scienze Giuridiche, Serie Seconda, Vol. I-fasc. III. Milano).

R. Benini

I danni di guerra sofferti dall'Italia e le riparazioni che le spettano secondo equità. (Estratto da « Economista », Anno II, N. 2 Vol. III) Trieste, 1924.

I pagamenti di spese dello Stato nelle Provincie Lombarde ed il movimento di risparmio, Milano 1923.

A. Bernardino, *La Finanza Sabauda in Sardegna, Vol. II (1741-1747)* Torino, 1924.

R. Biasutti

Studi di Antropogeografia Generale. I) Studi sulla distribuzione dei caratteri e dei tipi antropologici. (Memorie Geografiche, Anno 1912, N. 18, Firenze, 1912).

La colonizzazione delle regioni aride. (Estratto della « Rivista Geografica Italiana », Anno XXII fasc. II-III), Firenze, 1915.

I Tasmaniani come forma d'isolamento geografico, (Estratto dall'«Archivio per l'Antropologia e la Etnologia » Vol, XL, fasc. I, 1910).

Alcune osservazioni sulla distribuzione geografica dell'indice cefalico e dei principali tipi craniometrici, (Estratto dell'Archivio per l'Antropologia e l'Etnologia », Vol. XL, fasc, 3° e 4°), Firenze, 1911.

L'emigrazione giapponese, (Estratto dalla « Rivista Geografica Italiana »; Anno XXIII, fasc. IV-V), Firenze, 1916.

Baltì e Ladaki, (Dal Volume giubilare in onore di Giuseppe Sergi, Vol. XX della « Rivista di Antropologia) », Roma, 1916.

Civiltà e clima secondo un geografo americano, Estratto dall'« *Archivio per l'Antropologia e la Etnologia* », Vol. XLV fasc, 3°-4°, Firenze, 1915.

H. G. Block, *Sur la répartition dans l'espace de la matière coronale. L'éclipse totale de soleil des 20-21 août 1924*, Stockholm, 1924.

B. Boldrini

Lunghezze e superfici del profilo anteriore fotografico della faccia, (Estratto dalla Rivista « *Zacchia* » Luglio-Ottobre 1923), Roma 1923.

Il metodo planimetrico applicato all'antropometria, (Estratto dalla dalla Rivista « *Zacchia* » *Rassegna di Studi medico-legali*), Roma, 1923.

C. Bonomi

Alcune notizie sugli impianti idrici per produzione di potenza e sui serbatoi per le diverse utilizzazioni delle acque costruiti o in costruzione, a tutto il 1920, entro i vecchi confini d'Italia. (Estratto dagli « *Annali del Consiglio Superiore delle Acque* », Roma, Anno 1921, fasc. I),

Seguito alle notizie sugli impianti idrici per produzione di potenza, (Estratto dagli « *Annali del Consiglio Superiore delle Acque* », Vol. IV, fasc. II-III), Roma 1922.

Le grandi derivazioni d'acqua per produzione di potenza attuale e in costruzione a tutto il 1920 entro i vecchi confini d'Italia ; ricerche e pubblicazioni inerenti ; materiale di studio sulle utilizzazioni delle acque raccolte dal « Consiglio Superiore delle Acque pubbliche », (Estratto dagli « Annali » del Consiglio Superiore delle Acque ». Anno 1922, Vol. IV, fasc. I, Roma 1922).

Aggiornamento a tutto il 1922 delle « Notizie » sugli impianti idrici per produzione di potenza e sui serbatoi per i diversi usi delle acque, costruiti ed in costruzione entro i vecchi confini d' Italia, (Estratto dagli « Annali del Consiglio Superiore delle Acque, Anno 1922, Vol. IV, fasc. 4°, Roma 1923).

L' utilizzazione delle acque per produzione di potenza nella Venezia Tridentina e Giulia, (Estratto dagli « Annali del Consiglio Superiore delle Acque », Anno 1923, Vol. V, fasc. 2°, Roma, 1923).

U. Borsi, *Il nuovo procedimento conciliativo delle controversie internazionali*, Discorso inaugurale dell'Anno Accademico nel R. Istituto di Scienze Sociali « Cesare Alfieri », letto l'11 novembre 1923), Firenze, 1924.

R. E. Bossière

La crisi mondiale. Étude de sa cause et un projet de solution, Paris, 1923.

Une solution de la crise mondiale, Paris, 1923.

A. L. Bowley, *The Mathematical Groundwork of Economics*, Oxford, 1924.

K. Braunias, *Das Minderheiteninstitut an der Wiener Universität* (« Sonderabdruk aus den Alpenländischen Monatsheften », April, 1924).

C. Bresciani-Turroni

Le influenze del deprezzamento della moneta sulla produzione in Germania e la crisi economica attuale, (Estratto dalla « Rivista Bancaria », n. 4), Milano, 1924.

Sui metodi per la misura del deprezzamento di una moneta cartacea, (Estratto dalla « Rivista Bancaria, Anno IV, N. 10, Ottobre), Milano, 1923.

C. Brinkmann, *Produktivität und ideeller Wert.*

L. Buday, *La Hongrie après le traité du Trianon*, Paris, 1922.

A. E. Bunge, *Las Industrias del Norte* Buenos Aires, 1918.

Bureau International du Travail

Les Bibliografie d'Hygiène Industrielle. N. 3, 4, 5 Genève, septembre 1923 et Mars 1924.

La conférence Internationale des Statisticiens du Travail. Série N. Statistique N. 4, Genève, Mars 1924.

Les Conseils d'entreprise en Allémagne. Par Marcel Berthelet Serie B. (Conditions èconomiques N, 13. Février 1924.

La durée du travail dans l'industrie — Pays Bas - Série D. N. II, Geneve, 1923.

La durée du travail dans l'industrie. Suisse, Série D. N. 9.

La durée du travail dans l'industrie, Italie. Serie D. N. 8.

L'emploi de la céruse dans la peinture. Série F. N. 8.

Enquête sur la production, Rapport général. Tome II et III. Paris, 1923.

L'Higiène Industrielle et l'organisation Internationale du travail. Série F. N. 9, Cenève, 1923.

L'Hygiène de l'oeil et le travail industriel, Série F. N. 6, Genève, 1923.

L'Inspection du Travail. (Le développement et le régime actuel de l'organisation dans différents pays.

Les méthodes d'établissement des statistiques du chomage. Série C N. 7 Genève, 1922.

Les méthodes de la statistique des accidents du travail, Série N N. 3, Genève, 1923.

Les méthodes de classification des Industries et de professions, Série N N. 1, Genève, 1923.

Les méthodes de la statistique des salaires et de la durée du travail, Série N N. 2, Genève, 1923.

Les Mutilation et les appareils de prothèse. Par la Dr. Florent Maruin, Genève, 1924.

L'attelage automatique et la sécurité des travailleurs des chemins de fer, Genève, 1924.

Les baromètres èconomiques, Genève, 1924.

L'évolution des conditions du travail dans la Russie des Soviets, Genève, 1924.

La crise du chômage 1920-1923, Genève, 1924.

Les problèmes du logement en Europe depuis la guerre, Genève, 1924.

Questionnaire. La riparation des accidents du travail, Genève, 1924.

Rapport supplémentaire sur le travail de nuit dans les boulangeries Genève, 1924.

Rapport sur l'institution d'une procedure d'amendements des conventions, Genève, 1924.

Rapport sur l'utilisation des loisirs ouvriers, Genève, 1924.

Rapport sur l'egalité de traitement des travailleurs étrangers et nationaux victimes d'accidents du travail, Genève, 1924.

Rapport sur l'arrêt hebdomadaire de vingt-quatre heures dans la verrerie à bassins (Rapport supplementaire) Genève, 1924.

Rapport sur le travail de nuit dans les boulangeries, Genève, 1924.

Cinquième session de la Conference Internationale du Travail, Genève, 1924.

Rapport du Directeur à la Conference Internationale du Travail, Années 1923 et 1924, Genève, 1923, 1924.

L'enquéte sur le chômage, Genève, 1924.

Rapport sur les méthodes de la Statistique des accidents du travail. (Epreuve). Genève, 1923.

Rapports sur les méthodes de la Statistique des salaires et de la durée du travail. (Èpreuve), Genève, 1923.

Les placements des invalides. Genève, 1923.

Recherches sur l'aptitude dactylographique en voi de l'orientation professionelle, par Dora Bieneman. *Série J. N.* 2, *Genève*, 1923.

La prévéntion du chàrbon dans les tanneries; par le Dr. H. Leimann. Série F. N. 7, Genève, 1923.

Les remèdes àu chômage. (Enquête sur le chômage). Genève, 1923.

Statistiques du chômage dans différents pays de 1910 à 1922. Sèrie du chômage N. 1, Genève, 1922.

Bureau Fédéral de la Statistique du Canadà *Rapport annuel du Statisticien Fédéral pour l'exercise clos le 31 Mars 1922, Ottava, 1923.*

Bureau Municipal de statistique per la ville d'Amsterdam Les resultat du recensement de la population et du recensement des professions. Amsterdam 1924.

Bureau de Statistique *de l'Etat Commerce exterieur et interieur de la Lettonia 1921.*

Camera di Commercio e Industria di Milano, *Il commercio all'ingrosso del bestiame da macello in Milano.* (Monografia di mercato), Milano, 1924.

M. Cardinali - C. Ruggeri, *La crisi dell'arte lirica italiana.*

F. Carli, *L'équilibre des Nations d'après la Dènographie appliquée*, Payot Paris, 1923.

F. Carli, *Rassegna di Sociologia*, (Estratto della « Rivista d'Italia » Vol. III, fasc. IV), Milano 1923.

E. Carnaroli, *Crisi frumentaria ed organizzazione delle vendite* (Estratto. dal « Quaderno Mensile » dell'Istituto Federale di Credito per il Risorgimento delle Venezie, Anno III, N. 8, Agosto 1924). Venezia, 1924.

F. Carnelutti

Eccesso di potere, Estratto dalla « Rivista di Diritto Processuale Civile », Anno I, N. 1), Padova, 1924.

Sui poteri del tribunale in sede di omologazione del concordato preventivo, (Estratto dalla « Rivista di Diritto Processuale Civile », Anno I, N. 1), Padova, 1924.

Cassa degli invalidi della Marina Mercantile, *Rendiconto dell'esercizio 1922.*

Cassa Nazionale di Maternità *Rendiconto dell'esercizio 1922.*

Cassa Nazionale per le Assicurazioni Sociali, *Rendiconto Generale dell'anno 1922.*

Cassa Nazionale d'Assicurazione per gli Infortuni sul lavoro, *Annuario 1923*, Roma 1923.

Cassa (La) di Risparmio delle Provincie Lombarde nella evoluzione economica della Regione, Milano, 1923.

V. Castrilli, *Gli studenti delle Università Italiane. Indagini Statistiche*, Roma, 1923.

E. Catellani

Francia e Gran Bretagna il punto e la parentesi, (Estratto dal « Resto del Carlino » del 17 Agosto). Bologna, 1920.

La riforma dei codici e la condizione giuridica degli stranieri, (Atti del Reale Istituto Veneto di Scienze, Lettere ed Arti, Anno Accademico 1922-23 Tomo LXXXII, Parte Seconda), Venezia, 1923.

F. Cavazza, *A proposito della localizzazione della specie*, (Estratto dalla « Rivista di Biologia », Vol. III, fasc. VI], Roma, 1921.

Census of England and Wales 1911

Classification of occupations, London, 1924.

Classifications of Industries, Londra, 1924.

Ecclesiastical Areas, London, 1924.

Fertility of Marriage, Vol. XIII Part. I.

Census of England and Wales, 1921. *Counties of Berks, Bedford, Brecknock and Radnor, Buckingham, Cambridge, Cardigan, Carmathen, Carnarvon and Anglesey, Chester, Cornwall, Cumberland and Westmorland, Denbigh, Derby, Devon, Dorsat, Duram, Hampshire and the Isle of Wight, Hereford, Hertford, Flint, Glamorgan, Gloucester, Kent, Lancaster, Leicester, Lincoln and Rutland, Merioneth and Montgomery, Monmouth, Norfolk, Northampon (including the Soke of Peterborough, Northumberland, Nottingham, Oxford, Pembroke Salop, Somerset, Stafford, Suffolk, Sussex Yorkshire, Warwick, Wilts, Worcester.*

A. Cevidalli, *In memoria del prof. Lorenzo Borri. il Caposcuola*, (Estratto dalla « Rassegna della Previdenza Sociale », Anno XI, N. 3, Marzo 1924), Roma, 1924.

C. V. L. Charlier and S. D. Wicksell, *On the dissection of frequency function* « Archiv. for Matematik, Astronomi och Fisik », Band 18 n. 6, Stockholm, 1923.

E. H. Cherrington, *World-Wide progress toward Proibition Legislation*, From « The Annals of the American Academy of Political and Social Science », September, 1923.

Clinica Pediatrica della R. Università di Padova. Baccicchetti dott. Antonio. Assistente, Majeron dott. Ferdinando. *Intorno ad alcune prove di immunizzazione attiva contro la difterite*, Modena, 1923.

Commerce etranger de la Pologne, au mois de janvier, février et mars 1922, Varsevie, 1923.

Comune di Firenze, (Ufficio di Statistica) *Annuario di Statistica del Comune di Firenze, Anni XVII-XIX, 1919-1921*, Firenze, 1924.

Comune di Padova, *Il sesto censimento generale della popolazione al 1.o dicembre 1921*. Padova, Società Tipografica Cooperativa, 1922.

Comune di Venezia, *Il Censimento Generale del 1. Dicembre 1921 della popolazione di Venezia*, Venezia, 1923.

Conference Internationale du Travail,

Rapport sur la détermination de principes generaux pour l'inspection du travail, Genève, 1922.

Rapport supplementaire sur la determination des principes generaux pour l'inspection du travail, Genéve, 1923.

Deuxième rapport supplementaire sur la determination de principes généraux pour l'inspection du travail, Genéve 1923.

XI Congresso Pediatrico Italiano
(Milano 21-25 Ottobre 1924), Elenco delle Relazioni e delle Comunicazioni.

Relazioni.

Conseil Supérieur du Travail, *deuxième session, 1920 - 1923, Vol. I*, Bruxelles, 1923.

Consiglio Superiore delle Acque. *Fiume Reno. Osservazioni idrometriche meridiane alla chiusa di Casalecchio dal 1851 al 1921*, Bologna 1922.

U. Conti
Patronato dei minorenni condannati condizionalmente. Relazione pel 1922.

Voto della Facoltà Giuridica della R. Università di Siena, sopra Relazione del Prof. U. Conti, intorno al progetto preliminare del codice penale italiano (libro I) proposto dalla Commissione Reale per la riforma delle leggi penali, (Estratto dalla « Rivista Penale » Vol. XCVIII, fasc. 7). Città di Castello, 1923.

III Convegno Nazionale contro la tratta delle donne e dei fanciulli, Milano, novembre, 1923.

G. Coppin-U. D'Andrea-C. Jona, *L'assicurazione infortuni sul lavoro e gli Istituti Assicuratori nelle vecchie e nuove Provincie*, Trieste. 1924.

C. Cristalli

Come si nasce e come si muore in Italia, Napoli, 1923.

La nati-mortalità e le mortalità infantile a Napoli, (Estratto dal N. 4 del « Progresso Sociale del Mezzogiorno), Napoli, 1923.

Il parto multiplo a Napoli (dul 1914 al 1921), (Estratto dalla « Rivista d' Ostetricia e Ginecologia pratica », Anno V, N. 5).

A proposito dell' equilibrio numerico dei sessi, (Un errore molto comune), Napoli 1923.

E. Czuber

Die Philosophischen Grundlagen der Wahrscheinlichkeits - Rechnung, Leipzig und Berlin, 1923.

Wahrscheinlichkeitsrechnung und ihre Anwendung auf Fehlerausgleichung Statistik und Leebnsversicherung, Leipzig, 1924.

A. Dalla Volta,, *Beitrüge zur Morphologie des Hymens*, (Sonderdruk aus Band II, Hetf I « Deutsche Zeitschrift für die Gesamte Gerichtliche Medizin), Berlin, 1923.

A. Dalla Volta

Le leggi di variazione dell' Imene, Estratto dall' « Archivio per l'Antropologia e la Etnologia », Vol, Ll, fasc. 1-4), Firenze. 1923.

Morfologia e significato di alcuni gruppi residuali di figure digitali, (Estratto dall' « Archivio per l' Antropologia e l' Etnologia », Vol. XLVI, fasc. 3°-4° e Vol. L, fasc. 1-4), Firenze, 1921.

P. De Francisci, *Dogmatica e storia nell' educazione giuridica*, Roma, 1923.

G. Delamotte, *La suppression du monopole des Assurances sur la vie en Italie* Exstrait du « Journal des Economistes » Paris, 1923.

Enseignement des lettres. Tableau de coordination. Paris, 1921.

G. De Luigi, *Emigrazione ed espansione coloniale*, Padova, La Litotipo. 1923.

C. A. Dell'Agnola, *Introduzione Matematica alla Statistica*, Parte Prima, Anno Accademico 1923-24, La Litotipo, Padova, 1924.

D. Della Rovere, *La data di nascita di alcune persone eminenti*, Memoria presentata al Primo Congresso Italiano di Eugenetica Sociale, Milano. Settembre 1924, pubblicata nel giornale della Reale Società Italiana d' Igiene, Anno 1924, N. 4).

G. De Marchi, *Aspetti del problema dei laghi artificiali in Italia*, (Estratto dal « Giornale del Genio Civile », Anno LXI, Dicembre 1923.

Deputazione Provinciale di Padova, Ufficio del Lavoro, *Relazione dell' attività svolta dall' Ufficio nel 1922*, Padova 1923.

B. De Simone, *Il Corallo*, (Estratto dalla « Rivista Marittima », fascicolo Aprile-Maggio 1924), Roma 1924.

A. De Stefani

L'opera finaziaria del Governo fascista, (Discorso tenuto alla Scala in Milano il 13 Maggio 1923).

La Finanza Italiana al 30 Novembre 1923, (Discorso pronunciato al Senato il giorno 8 Dicembre 1923).

L. I. Dublin and Edwin W. Kopf, *Accidents according to origin of Hazard* Reprinted from « Proceedings of Casualty Actuarial Society », Vol. 9, 1923.

L. I. Dublin and G. H. Van Buren, *Contributory Causes of Death Their importance and suggestions for their classification.* Reprinted from February, 1924, issue of « The American Journal of Public Health ».

L. Dugé de Bernonville, *Les indices du mouvement général des prix en France*, (Extrait du « Journal de la Société de Statistique de Paris », Mai-Juin-Juillet 1924), Paris, 1924.

Editor of the « Statist » *Wholesale prices and Commodities in 1922*, Reprinted from the « Journal of the Royal Statistical Society », Vol. LXXXVI, Part. II (March 1923.)

Eid Statistischen Bureau, *Die Steuereinnahmen des Bundes, der Kanton und der Gemeindem in den Jahen 1920 und 1921*, Schweizerische Mitteilungen, VI Jahrgang, 1924, 3 Heft.
Die Ercerbs und Vermögenssteuerne in dem grösseren Gemeinden der Schweiz in Jahre 1923, VI Jarhgang 1924, 4 Heft.

G. Eredia, *I contributi delle Provincie e dei Comuni nelle spese di opere pubbliche*, (Estratto dai « Problemi Italiani », Anno II, fasc. 16°), Roma, 1923.

G. Fasolis

Evitiamo le ingiuste imposizioni internazionali (Estratto dal « Contribuente Italiano », fasc. 3°, 1920).

L'imposta sul reddito delle Società per azioni e la sua riforma, Tivoli, Stabilimento Tipografico Mantero.

Federazione Nazionale delle Bonifiche

La miniera d'oro d'Italia. Le Bonifiche.

Il giudizio di una Commissione di tecnici Agricoltori olandesi intorno all'agricoltura ed allo sviluppo delle Opere di Bonifica in Italia, Vicenza, 1924.

Federazione Nazionale dei Consorzi Agrari

Sul disegno di legge relativo alla approvazione preventiva dei tori. (Relatore prof. G. Soresi).

Linee generali di un disegno sulle rappresentanze agrarie (Relatore prof. Francesco Coleiti).

La tariffa doganale del 1. luglio 1921 e gli interessi dell'agricoltura (Relatore prof. V. Porri).

La produzione italiana del tabacco in rapporto al commercio europeo (Relatore prof. V. Peglion).

Per il riordinamento del servizio di Statistica agraria e forestale e per la costituzione degli osservatori di economia rurale, (Relatore G. Tassinari).

W. Feld, *Kommunale Baupolitik und Statistik* (Separatabdruk aus der Schweizerischen Zeitschrift für Gesundheitspflege, IV, Jahrgang 4924).

F. Fellner (de), *Le bilan des payements internationaux de la Hongrie actuelle.*

F. von Fellner *Die Verteilung des Volksvermögen und Volkseinkommens der Länder der Ungarischen Heiligen Krone zwischen dem heutigeu Ungarn und den Successions-Staaten,* (Sonderdruk « Metron », Vol. III N. 2), Ferrara, 1923.

E. A. Fisher

The conditions under which x^2 measures the discrepancy between observation and hypothesis Reprinted from the « Journal of the Royal Statistical Society » Vol. LXXXVII, part. III, may, 1924), London, 1924.

Note on Dr. Burnside's recent paper on errors of observation Reprinted from the « Proceedings of the Cambridge Philosophical Society », Vol. XXI, Part. 6. 1923.

Statistical Tests of Agreement between observation and Hypothesis, Reprinted from « Economica » N. 8.

The distribution of the partial correlation coefficient, Reprinted by « Metron » Vol. III, N. 3-4, 1924.

R. A. Fisher and W. A. Mackenzie, *Studies in crop variation,* From « The Journal of Agricoltural Science, Vol. XIII, Par. III 1923.

A. Foà

Il significato della consanguineità e dell' incrocio secondo la genetica moderna. (Estratto dal « Bollettino della R. Stazione di Gelsicoltura e Bachicoltura di Ascoli-Piceno », Anno II, N. 3), Ascoli-Piceno, 1923.

Le nostre conoscenze nella determinazione del sesso e la loro applicazione al baco da seta. (Estratto dal « Bollettino della R. Stazione di Gelsicoltura e Bachicoltura di Ascoli-Piceno », Anno III, N. 1), Ascoli-Piceno, 1924.

G. Frisella-Vella, *La questione zolfifera siciliana. I capisaldi della risoluzione della crisi e l'accordo con l'America.* (Estratto dalla « Rivista Internazionale di Scienze Sociali e Discipline Ausiliarie » fascicolo luglio, Roma, 1923).

G. Galletti

L'alimentazione e il suo costo, (Camera del lavoro di Milano, Ufficio Studi Statistici, Milano 1923).

Le abitazioni operaie in Milano secondo l'inchiesta promossa dalla Camera del Lavoro di Milano nel settembre-ottobre 1923, Milano, 1923.

Sull'apprezzamento del caro-vita, Parte prima. Quel che si è fatto e si fa. (Camera del lavoro di Milano Ufficio Studi Statistici, Milano, 1923).

La statistica dei prezzi al minuto in Milano. (Camera del Lavoro di Milano, Ufficio studi statistici, Milano, 1924).

A. Garino-Canina, *Le « Industrie chiavi » e l'elisione dell'onere della protezione nelle produzioni derivate.* (Estratto da « La Riforma Sociale », fasc. 7-8, Luglio-Agosto 1923).

Ch. Fr. Gauss (de Brunswick) *Recherches Arithmétiques,* Traduites par A. C. M. Poullet-Delisle, Paris. 1907.

U. Giusti, *Le correnti politiche italiane attraverso due riforme elettorali dal 1909 al 1921,* (Unione Statistica delle città italiane. Monografie e studi N. 3), Firenze 1922.

U. Gobbi, *L'economia pura e il fenomeno economico concreto.*

A. Govaertes,

La Psychologie et la Morphologie appliquées au recrutement et à la sélection d'une armée. (L'Exemple des Etats Unis). Bruxelles, 1923.

L'Hérédité en Biologie et chez l'Homme. (Office Belge d'Eugénique Institut Solvay de Sociologie). Bulletin N. 1, Bruxelles.

L'Hérédité dans la Tubercolose, (Extrait des Conférences Scientifiques du Comité Directeur de la ligue belge nationale contre la Tubercolose). Bruxelles, 1923.

B. Grassi, *Agostino Bassi precursore di Luigi Pasteur, di Roberto Koch e di Giuseppe Listre.* (Estratto dalla « Difesa Sociale », Anno III, N, 2), Roma, 1924.

A. Graziani

Capitale e interesse, (Memoria presentata alla R. Accademia di scienze morali o politiche della Società Reale di Napoli), Napoli 1923.

Osservazioni su talune proposte di riforma legislativa commerciale (Memoria letta all'Accademia di Scienze Morali e politicbe), Napoli, 1924.

GRUNDRISS DER SOZIALÖKONOMIE *II Abteilung I Teil Wirtschaft und Natur*, Tübingen, 1923.

M. A. GULBERG

Un théorème du calcul des probabilités, (Extrait des « Nouvelles Annales de Mathématiques » 5 série. tome I), Paris, 1922.

Calcul des probabilités, Sur le problème du schéma des urnes, Extrait des « Comptes rendus des séances de l'Académie des Sciences », Tome 176), Paris, 1923.

A. GULDBERG, *Uber normale stabile statistische Reihen* (Sonderdruk « Skandinavisk Aktuarietidskrift » 1923.

E. J. GUMBEL und W. LANDAUER *Statistiche Untersuchungen über Korrelation und Symmetrie bei Echinoideenpluteis* (Sonderdruk aus dem « Archiv. für Mikroskopische Anatomie und Entwicklungsmechanik » 101 Band 1/3 Heft), Berlin, 1924.

A. HENRY, *De l' exactitude de la statistique agricole belge.* (Conférence donnéé à la Société Centrale d'Agricolture de Belgique), Lierre.

A. HENRY, *Les Institutions Internationales de Statistique*, Exstrait de la « Revue catholique sociale et Juridique ») Louvain, 1923.

M. HUBER, *L' Unification de la Statitique des causes de décès.*

A. IJELSTAD, *Carnet d'identite pour les emigrants valables pour tous les pays*, Rome, 1924.

INSTITUT INTERNATIONAL D'AGRICULTURE

Production et Consommation des Engrais Chimiques dans le Monde, 1924.

Annuaire International de Statistique Agricole (1923), Rome, 1924.

INSTITUT INTERNATIONAL DE STATISTIQUE

Rapport du Secretaire général. Aperçu annuel de la démographie des divers pays du monde, La Haye, 1923.

Séance d' Ouverture, (Discours). Bruxelles, 1923.

ISTITUTO FEDERALE PER IL RISORGIMENTO DELLE VENEZIE, *Relazione e bilancio del primo esercizio (1922-23)*, Venezia, 1924.

ISTITUTO NAZIONALE DI CREDITO PDR LA COOPERAZIONE. *L' Istituto Nazionale di Credito per la Cooperazione nel primo decennio della sua attività (1914-1923)*, Roma, 1924.

Istituto di Medicina Sociale.. *Sull' eugenetica,* Conferenza del prof. E. Tricorni, Presidente onorario). Estratto dagli « Atti dell' Istituto di Medicina Sociale di Palermo », Vol. 2, 1924), Palermo, 1924.

Istituto Italiano d' Igiene, Previdenza ed assistenza sociale, *L'alfabeto della salute,* Edizioni Mondadori Milano.

Istituto Nazionale delle Assicurazioni
Relazione del Consiglio di Amministrazione sul bilancio al 31 dicembre 1922.

Istituto Nazionale di Genetica per la Cerealicultura, *Produzioni unitarie conseguite nelle varie regioni italiane con i* Cereali Strampelli *nell'anno agrario 1922-23,* Rieti, 1924.

Jaarcijfers voor het Knonikrijk der Nederlanden Koloniën 1921.

C. Jacquart, *Par delà les frontières linguistiques.* Louvain, 1923.

M. Janiczek, *Neueste Bevölkerungsentwielklung der Deutschen und Tschechen innerhalb der Sudetenländer.* « Verhöffentlichung des Institutes für Statistik der Minderheitsvölker ». 1923.

A, Julin, *Principes de Statistique Théorique et Appliquée.* Tome deuxième. Fascicule I, Paris, 1923.

E. Kahn, *Die Wirtschaftskurve mit Indexzalen der Frankfurter Zeitung* Franfurt a. Main, 1923.

O. Ph. Kallas, *Estonian Folklore,* Reprinted from the June Number of « Folklore », 1923.

T, K. Kelley, *Statistical Method,* NèwYork, 1923.

Kiril, G. Popoff, *La Bulgarie Coopérative* (Travaux publiés par le Comité National de la Coopération Bulgare). Sofia, 1954.

La administration chilena en tacna y arica, « *The South Pacific Mail* » *(Diario Ingles) Organo oficial de las Comunidades de habla inglesa de Chile,* Valparaiso, 1924.

Labour Office (Governement of Bombay), *Report on an Enquiry into the wages and hours of labour in the cotton industry,* By F. Shirras Bombay. 1923.

J. Landmann, *Die Banken in der Schweiz,* (Sonderabdruk aus dem II Band des « Handworterbuchs des Staatswissenschaften », Vierte Auflage), Jena, 1923.

V. Lanza, *La Scuola Penale Umanista,* (Estratto dal « Bollettino di Diritto Penale », Anno II, fasc. I), Catania, 1924.

La Raccolta Nazionale delle Consuetudini Agrarie, (Supplemento alla « Rivista di Diritto Agrario »). Firenze. 1924.

B. Lavergne *Les Coopératives de Consommation en France*, Paris, 1923.

League of Nations

Memorandum on Currency 1913-23, Geneva, 1924.

International Customs Conference 1923.

Revue des Commentaires de la presse sur la Société des Nation, British Press.

H. Leoke *Republic of Esthonia*, New-York, 1923.

E. Levi

Coordinazione degli Enti Igienici e assistenziali nel campo della medicina sociale. (Relazione svolta al Convegno Nazionale di Igiene promosso dalla Deputazione Provinciale di Milano 25-26 novembre 1923), Roma, 1923.

La difesa dei valori umani. Organizzazione nazionale ed internazionale di igiene e di assistenza sociale. (Estratto dal N. 2 della Rivista « La Stirpe », Roma, 1924.

In difesa dei valori umani nazionali oltre i confini. (Estratto dalla Rivista quindicinale « Oltre il confine » N. 1-2), Roma, 1924.

L'educazione in rapporto alla vita sessuale. (Relazione al III Convegno Nazionale contro la tratta delle bianche e dei fanciulli), Milano, 1923.

M. Libelli, *Solidarietà economica.* conferenza letta nel Salone Fiorentino il 23 marzo 1924), Firenze, 1924.

Livio Livi

Lezioni di Statistica Metodologica, Anno Accademico 1922-1923. La Litotipo, Editrice Universitaria, Padova, 1923. *Lezioni di Statistica demografica ed economica, raccolte dallo studente* V. Levi, Anno Accademico 1922-23, La Litotipo, Editrice Universitaria, Padova, 1923.

Una legge statistica nella distribuzione dei parti secondo il numero dei generati, Modena, 1923.

A. Loria, *Le peripezie monetarie del dopo guerra*, Milano, 1924.

A. J Lotka

Natural selection as physical principe, Reprinted from the « Proceedings of the National Academy of Sciences », Vol. 8, n. 6).

Contribution to the energetics of evolution, (Reprinted from the « Proceedings of the National Academy of Science »). Vol. 8 n. 6.

H. Lundborg and J. Runnström, *The Svedish Nation in word and picture* Stockholm, 1921.

F. Luzzatto, *Tratture di Puglia e Trazzere di Sicilia nel R. D. 30 Dicembre 1923, N. 3244.* (Estratto dalla « Rivista di Diritto Civile », N. 2), Milano, 1924.

S. Majorana

Le imposte indirette e un processo celebre, Catania, 1923.

Missione Sociale immanente dell' Economia Politica, (Estratto dagli « Atti della Società Italiana per il progresso delle Scienze », III Riunione, Catania, Aprile 1923.

K. G. Malmquist, *Researches on the distribution of the absolute magnitude of the stars* (Reprinted from « Kungl, Svenska Vetenskapsakademiens » Handligar », Treide serien, Band I n. 2), Stockholm, 1924.

P. Manfredi, *Contributo alla conoscenza delle razze locali dell'Alborella (Alborella De Fil.).* (Estratto dall'«Archivio Zoologica Italiano », Vol. 8), Napoli, 1916.

L. March, *L' étude statistique du mouvement général des affaires* Paris, Berger-Levraul, 1923.

G. Marchesini, *Prime linee d' una Pedagogia del* come se. (Atti del « Reale Istituto Veneto di Scienze, Lettere ed Arti », Tomo LXXXIII, Parte Seconda). Venezia, 1923.

A. Marina, *Studi di Statistica Nevrologica su diciottomila malati. Considerazioni di Demografia e di Sociologia,* Bologna.

O. Martin, *Das tschechische Schulwesen in Wien (Sonder-Abdruk* aus der « Osterreichischen Rundschau », 20 Jahrgang, Februar 1924).

M. Mat. *Amelioration des methodes au Ministère de l'Agriculture de Belgique,* Bruxolles, 1923.

G. Mazzarelli, *Conflitto fra tonnare e miniere in Sardegna.* (Estratto dalla « Rivista di Pesca e Idrobiologia », Anno II, N. 31), Messina, 1917.

Memoire du Gouvernement Royal Hongrois concernant la rèpartition entre les Etats successeurs, de la dette publique de l'ancienne Hongrie, prevue à l'art. 186 du traitè du Trianon, Budapest, 1922.

R. Michels

Di alcune critiche mosse all' impiego dell' oro come base della circolazione e di alcuni progetti per la sua sostituzione. (Estratto dalla « Riforma Sociale », Farc. 7-8), Torino, 1923.

Considerazioni sulla posizione dell' oro nella circolazione odierna, (Estratto dal « Giornale degli Economisti e Rivista di Statistica ». Settembre 1923). Città di Castello, 2923.

F. Milone, *Il porto di Napoli e il Canale di Suez.* Napoli, 1923.

S. Minetola

Di alcuni problemi dt Statistica che conducono ad estenderê il concetto di calcolo delle probabilità. (Estratto dal Giornale di Matematica Finanziaria ». Anno II, vol. II, N. 3-4).

La misura delle grandezze ed il problema delle prove ripetute nel calcolo delle probabilità. (Estratto dal « Giornale di Matematica Finanziaria », Anno IV. Vol. IV, N. 1-2).

Ministère de l'Interieur, *Statistique Générale. Bulletin de la Commission Centrale de Statistique. Tome XIII*, Bruxellos, 1878.

Ministère de l'Industrie et du Travail, *Rapports annuels de l'inspection du travail, 23e annee (1922)*, Bruxelles 1923.

Annuaire de Legislation du Travail (Publié par l'Office du Travail de Belgique). *Annees 1914 à 1919*, Bruxelles 1923.

Statistique des accidents du travail, Exercises 1911-1912-1913. Exposé des resultats.

Ministerio da Agricoltura Industria e Commercio, diretoria general de estadistica, recenseamento de 1920, *Vol. I Introduçao*, 84.

Synopse do Recenseamento, Populaçao do Brazil:

Synopse do Recenseamento, Populaçao pocuaria.

Tabellas de Conversao das medidas agrarisa usadas no Brazil em unidades do systema metrico decimal.

Ministerio de trabajo comercio e industria, *Estadistica del reclutamento y reemplazo del ejército, Triennio 1918-20*, Madrid, 1923.

Movimento de la poblacion de Espana, *Ano 1918*, Madrid, 1923.

Ministero dell'Economia Nazionale

Ordinamento dell' Amministrazione Centrale (Servizi - Commissioni), Roma, 1924.

Direzione Generale del Lavoro e della Previdenza Sociale. *I conflitti del Lavoro in Italia nel decennio 1914-1923 (Dati Statistici)*, Roma, 1924.

Direzione Generale del Lavoro e della Previdenza Sociale. *Atti della Commissione di Indagine sulle Industrie. Vol. I, Relazioni sulle condizioni delle Industrie tessili in Italia*, Soma, 1924.

Direzione Generale del Lavoro e della Previdenza Sociale, *Disoccupazione operaia nel luglio 1922*, Roma, 1924.

Direzione Generale della Statistica, *Notizie sommarie sul movimento della popolazione nel Regno per matrimoni, per nascite e per morti durante l'anno 1922*, Roma, 1923.

Idem durante l'anno 1923, Roma, 1924,

MINISTERO DELLA GUERRA, *La profilassi anticeltica nell'esercito Italiano durante l'anno 1923.* Ten. col. medico LUIGI DE BERARDINIS (Estratto dal « Giornale di Medicina Militare », fasc. I, 1924), Roma, 1924.

Dalla leva di terra sui giovani nati nell'anno 1894, (*Relazione a S. E. il Ministero della Guerra*), Roma, 1924.

MINISTERO DELLA PUBBLICA ISTRUZIONE

Relazione sul numero, la distribuzione ed il funzionamento delle scuole elementari, Roma, 1923.

Relazione sulla edilizia scolastica (Estratto del « Bollettino Ufficiale » N. 56) Roma, 1923.

Dati statistici sulle aspettative e i congedi degli insegnanti elementari nel triennio 1919-1922. (Dal « Bollettino Ufficiale » N. 47 del 1. Novembre 1923), Roma, 1923.

MINISTERO RER IL LAVORO E LA PREVIDENZA SOCIALE

Occupazione operaia e riduzioni d'orario nelle industrie. (*Luglio 1920*-Novembre *1921*), Roma, 1923.

Statistica sommario delle cause delle morti avvenute negli anni precedenti, Roma, 1923.

L'occupazione operaia e gli orari di lavoro nelle industrie metallurgiche e meccaniche (*luglio 1920-aprile 1922.* (Estratto dal N. 5 vol. XXXVIII, del « Bollettino del Lavoro »), Roma 1922.

MINISTERO DEI LAVORI PUBBLICI

La siccità del 1921. (Comunicazione alla XXVII Riunione dell'Associazione Elettrotecnica Italiana. Presentata dal prof. F. EREDIA), Roma, 1922.

Memorie e studi Idrografici. Roma, 1924.

Osservazioni Pluviometriche raccolte negli Abruzzi, Molise e Puglie negli anni 1916 e 1917, Roma, 1917.

Osservazioni Pluviometriche raccolte nei bacini con foce al litorale Ligure-Toscano negli anni 1916-1917, Roma, 1923.

Osservazioni Pluviometriche raccolte nella Sicilia negli anni 1916-1918, Roma, 1921.

Osservazioni Pluviometriche raccolte nella regione Calabro - Sicula negli anni 1916-1917.

Osservazioni Pluviometriche raccolte nei bacini con foce al litorale della Campania, Roma, 1921.

Osservazioni Pluviometriche raccolte nei bacini con foce al litorale del Lazio, negli anni 1910-1917 Roma 1921.

Osservazioni Pluviometriche raccolte nelle Marche e nella Romagna negli anni 1916-1917. Roma, 1922.

Osservazioni Pluviometriche raccolte a tutto l'anno 1915. Vol. 1° Italia Peninsulare e Isole; Vol. 2° Bacino Imbrifero del Po (fasc. 1° tabelle, fasc. 2° Riassunto e Carta corografica); *Vol. 3° Bacini Imbriferi della regione Veneta* (fasc. 1° tabelle: fasc. 2° Riassunto e carta coreografica).

MINISTERO DELLE FINANZE

Movimento Commerciale del Regno, Anno 1919, parte terza; *Anno 1820, parte seconda*; *Vol. I e II.*

Movimento della Navigazione; *Anno 1920 vol. primo e secondo.* Roma, 1923. *Anno 1921 vol. primo e secondo,* Roma, 1924.

MINISTERO PER L'INDUSTRIA E IL COMMERCIO, *Casse di Risparmio ordinarie. Cenni statistici per gli anni 1918-1922.* Roma 1923.

P. MINO, *L'Eredità dei gruppi sanguigni,* Roma, 1924.

J. A. MJOEN, *Harmonic and Disarmonic racecrossings* (Reprinted from «Eugenies in Race and State» Vol. II, 1923).

J. H. MJOEN e J. BO, KJENNBOKEN *(En ny vei til individets retslige beskyttelse og et forslag til forenkling av administrationsvaesenet).*

A. MOROSINI, *La soluzione biologica dei problemi del sesso* ovvero *la determinazione dei sessi a volontà in base a nuove ricerche sperimentali* Palermo 1921.

MUNICIPAL COURT OF PHILADELFHIA, *Ninth Annual Report for the year 1922* (Compiled by the Statistical Departement).

F. NARDARI, *L'azione svolta dai Consorzi Zootecnici per la ricostruzione del patrimonio zootecnico nelle terre liberate e redente,* Treviso, 1923.

NEW YORK STATE

The First Report on Marriage Statistic (Years 1916-1919).

Labor law. With amendements, additions and annotations to August I^a 1923.

Labor law. With amendements, additions and annotations to August I^a 1924.

Miscellaneous Labor law. With amendements, additions and annotations to August I, 1923.

Workmen's compensation law. With amendements, additions and annotations to August I, 1923.

Workmen's compensation law. With amendfments, additions and annotations to August I^a, 1924.

NEW ZELAND OFFICIAL YEAR BOOK 1924.

G. Niccodemi, L'Arte italiana, Padova, La Litotipo, 1923.

A. Niceforo, *Il Movimento dei forestieri in Italia*, (Appendice alla Relazione sull'attività dell'Enit nel 1922). Roma, 1923.

H. E. Niles, *Correlation, Causation, and Wright's theory of « Path coefficients »* Reprinted from « Genetics », N. 7, 1922.

Office de Statistique de la République Tchécoslovaque

Enseignement agricole dans la Repubblique Tchecoslavaque d'après l'etat à la fin de l'annee solaire 1920-1921, Prague, 1922.

Enseignement secondaire dans la Republique Tchecoslovaque d'apres l'etat à la fin de l'annee solaire 1920-21, Prague, 1923.

Commerce Extérieur de la République Tchécoslovaque en 1921: *Ière livraison Importation dans la circulation libre*, Prague 1922. *2ème livraison, Exportation dans la circulation libre*, Prague, 1923.

Commerce exterieur de la Republique Tchecoslovaque en 1922. (Importation dans la circulation libre et exportation de la circulation libre), Prague, 1923.

G. Olivetti, Le riparazioni e la Ruhr. (Studi di Politica, Finanza ed Economia pubblicati a cura della « Rivista di Politica Economica »), Roma, 1923.

F. Orestano, *La Matematica moderna e la Filosofia.* (Estratto da « Archimede » N. 5-6), Palermo, 1923.

Prof. S. Patellani

Eugenetica Sociale, Estratto dall'« Avvenire Sanitario di Milano, » Anno VIII N. 9-10), Milano 1914.

Una questione superata (Estratto dal « Il Medico Italiano » N. 15, maggio, 1924), Milano, 1924.

Gregorio Mendel e l'opera sua (Estratto dal giornale « Il Morgagni » parte I, nn. 4, 5 e 6), Milano, 1914.

R. Pearl

Introduction to Medical Biometric and Statistics, 1923.

The Statistical Evaluation of public health activities, Reprinted from the « American Journal of Public Health », November 1922.

A note on the inheritance of duration of life in man. Reprinted from « The American Journal of Hygiene », Vol. II, N. 3, 1922.

New data on the influence of alcohol on the expectation of life in man. Reprinted from « The American Journal of Hygieno », Vol. II N. 4 1922.

Trends of Modern Biology, Reprinted from « Science », Vol. LVI, N. 1456, 1922.

Raimond Pearl and Agnes Latimer Bacon, *Preliminary note on a biometrical study of the relations of certain viscera in tubercolosis.* Reprinted from the « Proceedings of the National Academy of Sciences », Vol. 8, N. 6, 1922.

Raimond Pearl and Lowell J. Reed, *A further Note on the Mathematical theory of Population growth*, Reprinted from the National Academy of Sciences, Vol. 8 N. 12, 1922

Raimond Pearl and Magdalen H. Burger, *The Vital index of the population of England and Wales 1838-1920*, Reprinted from the « Proceedings of the National Academy of Sciences », Vol. 8 N. 4, 1922.

Raymond Pearl and S. L. Parker, *Exsperimental Studies on the duration of Life*, Reprinted from « The American Naturalist », Vol. LV, 1931.

Raimond Pearl and S. L. Parker, *New experimental data on the influence of density of population upon duration of Life in Drosophila. Preliminary note*, Reprinted from the « American Journal of Hygiene », Vol. 3 N. I 1923.

H. J. Pelc, *On the Venereal Diseases in the Czechoslovak Republic*, Prague, 1923.

G. Pertile, *La rivoluzione delle leggi dell'emigrazione*, Bocca, Torino, 1923.

G. Pietra, *Interpolating plane curves.* Reprinted from « Metron », Vol. III. N. 3-4 1924.

A. Pino Branca, *Le magistrature del lavoro delle Corporazioni medioevali in Italia*, (Estratto da Studi Sassaresi » 2ª sepie, vol. 3°), Sassari, 1923.

L. Pigorini e L. di Tocco, *Casi di nascite plurime da singole uova di Bombyx mori (Poliembrionia).* (Rendiconti della R. Aceademia Nazionale dei Lincei, Estratto dal vol. XXXII serie 5ª fasc. 3-4), Roma, 1923.

G. Poma. *L'industria delle materie coloranti in Italia e i nuovi processi per la fabbricazione di taluni dei grandi prodotti intermedi*, (Estratto dagli « Atti del 1° Congresso Nazionale di Chimica pura ed Applicata). Roma, 1923.

P. Popof, *La Statistique des Républiques Socialistes Soviétiques*, (Rapport présenté a la XV Session de l'Institut International de Statistique). Moscou, 1923.

E. Presutti, *La politica interna*, La Litotipo, 1923.

K. Pribran, *Deutscher Nationalismus und deutscher Sozialismus* («Archiv. für Sozialwissenschaft und Sozialpolitik » Separat-Adbruk aus Band 49, Hetf 2).

PRIVY COUNCIL FOR MEDICAL RESEARCH

Tubercolosis of the Larinx (*Ten years' experience in a Sanatorium*). By Sir ST. CLAIR THOMSON.

The application of the Air Force Physical Efficiency Tests to Men and Women. By LUCY D. GRIPPS.

Child life investigations. Maternal Syphilis as a cause of Death of the Foetus and of the New-born Child. By J. NORMAN CRUICKSHANK.

Child life investigations. The effects of Maternal Social Conditions and Nutrition upon Birth-Weight and Birth-Length. By M. BRUCE MURRAY; *Report of the Medical Research Council for the year 1922-1923.*

Report on the nutrition of miners and their families, London, 1924.

The serum diagnosis of syphilis the Wassermann and Sigma reaction compared, 1923.

Second report of the Miners' nystagmus committee, 1923.

Bacteriological and Clinical Observation on Pneumonia and Empyemata, with Special Reference to the Pneumococcus and to Serum Treatement, By E. E. GLYNN.

Studies of Rickets in Vienna 1919-22, London, 1923.

The Estimation of Fetal age, the Weight and Lenght of Normal Foetuses, and the Weights of Foetal Organs.

An Inquiry into the After Histories of patients treated at the Bronigton Hospital Sanatoriums at Frimley, during the years 1905-14; by *Percival Hortoni, Smith Hartley R. and C. Wingfield S. H. R. Thompson.*

S. PUGLIESE, *Condizioni Economiche e Finanziarie della Lombardia nella prima metà del secolo XVIII*, Torino, 1924.

E. RADETZKY, *Le problème de la population n'est-il en réalité qu' une question économique ?* (Extrait de la « Revue Economique International »). Bruxelles, 1923.

RELAZIONE DELLA CAMERA DI COMMERCIO E INDUSTRIA DI ROMA SUL MOVIMENTO ECONOMICO-COMMERCIALE DEL PROPRIO DISTRETTO DURANTE IL QUADRIENNIO 1918-1921, Roma, 1923.

RELAZIONE SUL SERVIZIO DELLE CASSE DI RISPARMIO POSTALI DURANTE GLI ANNI 1919-1920, Roma, 1923.

RELAZIONE (TERZA) SULLE BONIFICAZIONI, Roma, 1915.

F. A. RÈPACI

La situazione finanziaria e la pressione tributaria nei grandi Comuni Italiani nel 1911 e nel 1923, (Estratto dalla « Riforma Sociale », fasc. 11-12), Torino, 1923.

Per valorizzare la statistica locale, (Estratto dalla « Riforma Sociale » fasc. 1-2). Torino, 1929.

Reports of the J. Hopkins Hospital Vol. XXI Fasc. III Baltimore, 1922.

Report of the Laura Spelman Rockefeller Memorial, New York, 1923.

Report of the Medical Officer of Health. City of Birmingham. Yea I, 922.

Rèpubblique Française. Prèfecture de la Seine, *Recueil de Statistique de la Ville de Paris et du Département de la Séine: Statistique des Logements à Paris,* Paris, 1922. *Statistique des Logements à Paris,* Paris, 1923. *Èpidémie de la grippe à Paris,* Paris, 1919.

Rèpublique Francaise, *Rapport à Monsieur le Président de la Republique sur les operations des caisses d'epargne ordinaires, Année 1890.* Paris, 1891.

Republica Argentina. Direction general de estadistica de la nacion *Analisis del Comercio Exterior Argentino en los Anos 1910 a 1922,* Buenos-Aires 1923.

Los Gastos publicos, 16 de Diciembre 1923.

La Deuda Publica, 5 de Diciembre 1923.

Gastos publicos y Capacidad Economica, Julio de 1923.

El Comercio Exterior Argentino en los anos 1921 y 1922 y noticia sumaria desde 1910 a 1922.

Rèsumé Statistique de l'Empire du Japon (37 année), Par la Direction, de la Statistique Général, Tokio, 1923.

J. Rice Miner

The probable error of the vital index of a population. Reprinted from the « Proceedings of the National Academy of Sciences », Vol. 8 N. 5 1922.

The incubation period of Typhoid fever. Reprinted from « The Journal of infectious Diseases », Vol. 31 N. 3, 1922.

Note on a case of human inbreeding. Reprinted from « The American Naturalist », Vol. LVI, 1922.

Tables of $\sqrt{1-r^2}$ *and* $1-r^2$ *for use in partial correlation and in Trigonometry,* Baltimore, 1922.

Riforma tecnico-giuridica delle norme vigenti sulle pensioni di guerra, R. Decreto in data 12 luglio 1923, N. 1491, Roma, 1923.

E. Rignano, *Democrazia e Fascismo,* Milano, 1924.

E. Ronzani, *Gli Istituti Ospedalieri di Milano dal 1914 al 1921,* (Rendiconto Sanitario-Statistico), Milano, 1922.

ROYAUME DE LA BELGIQUE. MINISTÈRE DE L'AGRICOLTURE
Institut Normal superieur d'Èconomie menagère agricole, Bruxelles, 1923.

ROYAME DE LA BULGARIE
Mouvement de la population en 1912, IIe partie, Naissances, decès et mariages, Sofia, 1923.

Statistique des logements (Recensement au 31 Decembre 1920) I livre, Ville de Sofia, Sofia, 1923.

ROYAME DE LA GRÉCE, *Recensement de la Population du Royaume au 19 decembre 1920*, Athènes, 1923.

I RUBIO, *Matematica de la mortalidad.*

E. SANZ Y ESCARTIN, *L'individu et la reforme sociale*, Traduit par A. DIETRIC, Paris 1898.

E. SBARN, *Las bibliotecas con 50.000 y mas volumenes y su distribution geografica sobre la tierra*, Academia Nacional de Ciencias Miscelanea n. 8, Cordoba, 1924.

SCHMOLLERS JAHRBUCH *fur Gesetzegebung, Verwaltung und Volkswirtschaft im Deutschen Reiche. 45 Jahrgang Erstes Heft.* München, 1921.

S. SCHOTT, *Alles Ding währt seine Zeit (Seriengedanken eines Statistikers).*

C. SCUTO
Classificazione delle fonti delle obbligazioni, (Estratto da « Il Foro Civile », fasc. III), Catania, 1923.

Se e in qual senso il possesso legittimo debba esser pacifico, (Estratto dal « Bollettino di Diritto Penale » Anno I, fasc. III-IV), Catania, 1923.

A. SERPIERI, *La Politica Agraria del Governo Nazionale*, Roma, 1924.

F. SHINES
Report on an Enquiry into the wages and hours of labour in the Cotton Mill Industry, Labour Office, Governement of Bombay, 1923.

Report on an Enquiry into Working Class Budgets in Bombay, Labour Office, Gouvernement of Bombay,1923.

SMITSONNIAN INSTITUTION FOR THE INCREASE AND DIFFUSION OF KNOWLESGE AMONG MEN *Pubblications 2676, 2677, 2678, 2679, 2680, 2681, 2683, 2685, 2686, 2687, 2689, 2690. 2691, 2692, 2693, 2694, 2695, 2697, 2698, 2699, 2700, 2701, 2702, 2703, 2704, 2705.*

SOCIÉTÉ DES NATIONS
Deuxième Conférence Generale des Communications et du Transit, Genève, 1923.

Conference internationale sur les formalités douanières. Documents Preparatoirs Genève 1923.

Conference Financière de Bruxelles 1920. Les recomandations et leur application, Vol. IV, Rapports sur la France et la Bulgarie, Genève, 1923.

Enquéte statistique sur les auments nationaux. Deuxième partie. Depenses buogetaires pour la Defense nationale 1921-1923, Genêve 1923.

Deuxième Conference internationale Générale des Communications et du Transit. Documents preparatoires: Vol. I Voies Ferrées: Vol. II Porte maritimes: Vol. III Questions electriques, Genéve 1923,

Conference internationale sur les formalités douanières et similaires

Memorandum sus les balances des payements et sur les balances du commerce exterieur, 1910-1923, Vol, I. Genève 1924.

La reconstituition de l'Autriche. Rapports Quatrième, Sixième, Septième et Huitième, du Commissaire general de la Société des Nations à Vienne, Genève, 1923.

L'application des recommandations de la Conference de Bruxelles,

Organisations Financière et économique. Conference internationale sur les formalités douanières.

Société des Nations. Autriche, *Annexes au Cinquième Rapport du Commissaire général de la Société des Nations à Vienne,* Genève, 1923.

G. H. D. Paula Souza, *Serviço de Estatistica sanitaria,* (Reimpresso da « Sciencia Medica » N. 7 Anno I, Rio de Janerio, 1924).

State of New York, *Annual Report of the Industrial Commissioner for the twelwe months ended June 30, 1922.*

Statistiek der bevalking van Amsterdam, tot 1921. Amsterdam, 1923.

Intershandinavisk Handelsstatistik 1916-1922.

Statistique de la Belgique, *Recensement général de 1895,* Tome III Bruxelles, 1899.

Recensement agricole de 1901, Bruxelles 1902.

Recensement agricole de 1908, Bruxelles 1909.

Exposé de la situation du Royaume de 1876 à 1900, Tome III Bruxelles, 1914.

Statistique Judiciare de la Belgique, *Deuxième et Sixième année,* Bruxelles, *1901-1905.*

Statistisches Jahrbuch *für Freistaat Preussen 19. Band,* Berlin, 1923.

V. V. Stepanoff, *L'Institut des études économiques et l'Institut de conjoncture économique en Russie.* (Rapport présenté - la XV^e Session de l'Institut International de Statistique). Bank of Finland (Years 1922 and 1923). Year Book compiled by the Statistical Departement of the Bank of Finland. Vol. III, IV, Helsingfors, 1923.

J. F. Steffensen, *Matematisk iagttagelselaere.* Kobenhavn ; 1923.

U. Stoppato, *Per una migliore applicazione delle statistiche chirurgiche allo studio della mortalità post-operatoria.* (Estratto dal « Bollettino della Società Medica di Parma », Serie II, Anno XVII, fasc. 4-6), Parma, 1924.

Studi Senesi nel Circolo Giuridico della R. Università, Vol. XII della II Serie fasc. 1-5, Torino, 1923.

C. Supino, *Le idee economiche nei « Promessi Sposi »*, (Estratto dai « Rendiconti dell'Istituto Lombardo di Scienze e lettere », Serie II, Vol. LVI, fasc. XII).

Sulla svalutazione legale della lira. *Inchiesta compiuta dall' « Economista » nell'Aprile 1921*, Roma, 1923.

A. Sullam

Die Wirtschaftliche Entwicklung ITALIENS im Jahre 1907.

Die Wirtschaftliche Entwicklung ITALIENS in Jare 1906 (Sonderabdruk aus « Die Weltwirtschaft », II, Jahrgang, III Teil.

Sweden, *Historical and Statistical Handbook,* First part Land and People; Second part - Industries - Stockolm, 1914.

Tage Ellinger, *The influence of age on fertility in swine*, Reprinted from « The Journal of the American Medical Association », Vol. 80 1923.

G. Tagliacarne

Contributi e comportamenti delle regioni d'Italia in guerra. (Estratto da « Metron » Vol. II, N. 4, Ferrara, 1923).

Studi sulla popolazione. Aumento della durata della vita umana nello scorso cinquantennio e possibilità di miglioramenti ulteriori, (Estratto della « Rivista d'Italia », Vol. I. N. 1), Milano, 1924.

The Dublin University Calendar *for the years 1923-1924.*

The Famine in Europe *The facts and suggested remedies,* Published by Direction of the Figth the Famine Concil, London, 1920.

The Industrial Life Insurance Companies of America, *The mortality experience of Industrial Policyholders 1916-1920,* New York 1923.

The Registrar-General's Statistical Review of England and Wales *for the*

Year 1921 (*Text tables, part II Civil*);

YEAR 1922 *(Tables, part I Medical, part II Civil);*

YEAR 1923 *(Tables, part I Medical).*

THE ROCKEFELLER FOUNDATION; *Annual Report* 1922 New York.

T. TITTONI, *I poteri finanziari dei due Rami del Parlamento e la Riforma Costituzionale Belga nel 1921,* (Dalla « Nuova Antologia » 1° Gennaio 1924), Roma, 1924.

UFFICIO DI COLONIZZAZIONE DELLA TRIPOLITANIA, *La Colonizzazione in Tripolitania nel 1923,* Estratto da la « Rivista della Tripolitania », Anno I, N. 1), Tripoli, 1924.

UFFICIO IDROGRAFICO DEL MAGISTRATO DELLE ACQUE

Norme ed istruzioni per il servizio pluvio-nivometrico, Pubblicazione N. 40, Venezia, 1923.

Ricerche sul Föhn nel versante meridionale delle Alpi, Pubblicazione N. 120, Venezia, 1923.

Brevi notizie sul clima di Venezia, Pubblicazione X. 121, Venezia 1923.

Di un'antica laguna scomparsa, (La laguna Eracliana), Pubblicazione N. 122, Venezia, 1923.

Gli Istituti sperimentali di idraulica all' estero, Venezia, 1922.

Livellazione di precisione. Linea 23 (ª) Brondolo - Pellestrina - Lido, Venezia, 1922.

Quote altimetriche di riferimento degli idrometri principali con i prospettini per la ricognizione dei capisaldi, Fasc. I, Venezia, 1921.

Carta annuale delle piogge nella regione veneta per l'anno 1919; Carta annuale delle pioggie per l'anno 1920, Venezia, 1922-1923.

Bollettino idrografico anno 1919; Bollettino mensile, febbraio - novembre 1923,

Il catasto delle acque utilizzate e utilizzabili nella regione veneta, Venezia, 1922.

UNITED STATES OF AMERICA. DEPARTEMENT OF COMMERCE

Bureau of the Census, Fourteenth Census of the United States taken in the year 1920, Voll. 5, 6 part 3, 8, 9, 10, 11, Washington, 1922.

Increase of population in the United States of America 1910-1920, Census Monograph I.

Abstract of the Fourteenth Census of the United States 1920.

Yearbook 1922, Washington, 1923.

Foreign Commerce and Navigation of the United States for the Calendar year 1921, Washington, 1922.

The Commonwealth of Massachussetts, Annual Report on the Vital Statistics of Massachuhsetts for the year ending Decembre 31, 1922.

Departement of Agriculture Bureau of Plant Industry. Inventory of Seeds and Plants Imported, N. 63, Washington, 1923.

UNIVERSITY OF MAINE

Studies in Milk Secretion, By M. S. GOWEN AND J. W. GOWEN, « Papers from the Biological Laboratory, N. 148 e 149 ». *The relation of tree type to productivity in the Apple.* By K. SAX AND J. W. GOWEN « Papers from the Biological Laboratory, N. 151 ».

E. VINCENT, *The Rockefeller Foundation (A Review for 1922),* New-York, 1923.

C. VIVANTE - A. ASQUINI, *Il progetto di riforma del codice di commercio, Il contenuto della riforma,* (Estratto ddl « Monitore dei Tribunali » N. 6-10), Milano, 1923.

VERHANDLUNG des DRITTEN DEUTSCHEN SOZIOLOGENTAGES (Schriften der Deuschen Gesellschaft für Soziologie I Serie, III Band), Tübingen, 1923.

M. WALTERS

Lettland, seine Entwicklung zum Staat und die Baltischen Frage 1923.

Die Minderheitenfrage, (Sonder Abdruk aus der « Osterreischischen Runschau », 19 Jahrgang, Dezember 1923).

G. P. WATKINS *The measurement of concomitance of variation : proposed indexes of variability and correlation based upon logarithmic curves and having reference primarily to time series.* Reprinted from the « Quarterly Publication of the American Statistical Association », Parts I and II, June, 1923.

H. WESTERGAARD, *On the influence of Alcoholism on Health, Reprinted from* the International Rewiew against alcoholism », 1924.

S. D. WICKSELL

Contributions to the Analytical Theory of Sampling, « Arkiv. for Matematik, Astronomi och Fysik », Band 17, N. 19, 1923.

A study of the properties of Globular Distributions » Archiv.. for Matematik, Astronomi och Fysik », Band 18 n. 23, Stockholm, 1924.

W. WINKLER

Bevölkerungswesen (Grundbegriffe der statistischen Bevölkerungsbetrachtung), Sonderabdruk aus dem II Band des « Handwörterbuchs der Staatswissenschaften », Vierte Auflage).

Minderheitenstatistik (Sonderabdruk aus dem II Band des «Handwörterbuchs der Staatswissenschaften », Vierte Auflage).

Der Wert der tschechischen Nationalstätenstatistik nach der Volkszählung vom 15 februar 1921. Verhöffentlichung des Institutes für Statistik der Minderheitsvölker, 1923.

E. S. Whittaker and G. Robinson, *The calculus of observations*, London, 1924.

L. Wollemborg, *Sull' esercizio provvisorio del bilancio per l'anno finanziario 1923-24*, (Discorso del Sen. L. Wollemborg), Roma, 1923.

W. Zawadzki, *Teorja Produkcji.*

G. Zingali
Sull' ammontare della ricchezza privata in Sicilia, « Atti della Società Italiana per il progresso delle Scienze », XII Riunione, Catania, Aprile 1923.

F. Zizek, *Meinen Kritiken Erläuterungen und Ergänzungen zu « Grundiss der Statistik » und zu « Fünf Hautprobleme der statistischen Methodenlehre »* (Sonderdruk aus « Allg. Statistischen Archiv » Band XIV), München, 1924.